



Munich Personal RePEc Archive

Market structure and pricing on the Ukrainian market for raw milk

Perekhozhuk, Oleksandr

Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and
Eastern Europe (IAMO), Theodor-Lieser-Str 2, 06120 Halle(Saale),
Germany

August 2007

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/21958/>

MPRA Paper No. 21958, posted 09 Apr 2010 13:24 UTC

**Studies on the Agricultural and Food Sector
in Central and Eastern Europe**

Oleksandr Perekhozhuk

**Marktstruktur und Preisbildung auf dem
ukrainischen Markt für Rohmilch**



Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch

Studies on the Agricultural and Food Sector
in Central and Eastern Europe

Edited by
Leibniz Institute of Agricultural Development
in Central and Eastern Europe
IAMO

Volume 41

Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch

by
Oleksandr Perekhozhuk

IAMO
2007

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

Bibliographic information published by Die Deutsche Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek lists the publication in the Deutsche Nationalbibliografie; detailed bibliographic data are available in the internet at: <http://dnb.ddb.de>.

This thesis was accepted as a doctoral dissertation in fulfillment of the requirements for the degree "doctor agriculturarum" by the Faculty of Natural Sciences III at Martin Luther University Halle-Wittenberg on 27.06.2006.

Date of oral examination:	05.02.2007
Supervisor and Reviewer:	Prof. Dr. M. Grings
Co-Reviewer:	Prof. Dr. T. Glauben
Co-Reviewer:	Prof. Dr. B. Brümmer

Diese Veröffentlichung kann kostenfrei im Internet unter
<www.iamo.de/dok/sr_vol41.pdf> heruntergeladen werden.

This publication can be downloaded free from the website
<www.iamo.de/dok/sr_vol41.pdf>.

© 2007

Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO)
Theodor-Lieser-Straße 2
06120 Halle (Saale)
Tel.: 49 (345) 2928-0
Fax: 49 (345) 2928-199
e-mail: iamo@iamo.de
<http://www.iamo.de>
ISSN 1436-221X
ISBN 978-3-938584-24-8

In der Schriftenreihe *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe* werden durch das IAMO Monographien und Tagungsberichte herausgegeben, die sich mit agrarökonomischen Fragestellungen zu Mittel- und Osteuropa beschäftigen. Wissenschaftlern, die in diesem Bereich forschen, steht die Schriftenreihe als Diskussionsforum offen.

In its series *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe* IAMO publishes monographs and proceedings focusing on agricultural economic issues specific to Central and Eastern Europe. This series offers a forum to researchers studying this area.

ISSN 1436-221X
ISBN 978-3-938584-24-8

DANKSAGUNG

Die vorliegende Arbeit wurde im Rahmen meines Promotionsstudiums im Fachgebiet Landwirtschaftliche Marktlehre der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg und meiner wissenschaftlichen Tätigkeit am Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO) unter wissenschaftlicher Betreuung von Herrn Prof. Dr. agr. habil. Michael Grings angefertigt. An dieser Stelle möchte ich mich bei all denen bedanken, die mich während meines Promotionsstudiums und bei der Anfertigung dieser Arbeit unterstützt haben.

Zuallererst möchte ich Herrn Prof. Dr. Michael Grings, dem Doktorvater, für die Bereitstellung der interessanten Themen, fachliche Unterstützung, wertvolle Anregungen und guten Ratschläge sowie für die Bereitschaft, jeder Zeit ansprechbar zu sein, ganz herzlich bedanken. Den weiteren Gutachtern der Arbeit, Herrn Prof. Dr. Thomas Glauben und Herrn Prof. Dr. Bernhard Brümmer, danke ich für die bereitwillige Begutachtung der Arbeit, sowie ihre wertvollen Vorschläge und ihren fachlichen Rat.

Für die in zahlreichen Gesprächen entwickelten methodischen Lösungsansätze und die vielfachen Anregungen zur Fertigstellung dieser Arbeit möchte ich mich ganz herzlich bei allen Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern des Institutes für Agrarökonomie und Agrarraumgestaltung der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg und des Leibniz-Institutes für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa bedanken. Mein besonderer Dank gilt Herrn PD Dr. Heinrich Hockmann, der nützliche Hinweise zum empirischen Teil der Arbeit gebracht und meine Ansichten zur mikroökonomischen Theorie und ökonometrischen Methode stark beeinflusst hat. Ein großes Dankeschön geht an Dr. Jürgen Wandel, Dr. Jörg Gersonde, Frau Isolde Schramm, Ildiko Lajtos und Jacqueline Modesti für die Durchsicht des Manuskriptes und die Korrekturvorschläge. Für wissenschaftliche Diskussionen und Hilfestellungen, Kritik und Anregungen danke ich Dr. Stephan Brosig, Dr. Martin Petrick, Dr. Jarmila Curtiss, Dr. Alexej Lissitsa, Dr. Agata Pieniadz, Dr. Raushan Bokusheva, Dr. Jon Hanf, Dr. Miroslava Bavorova und Martin Schultze. Für angenehme Atmosphäre und gute Arbeitsbedingungen bin ich Frau Margitta Kahl und Frau Marlies Lohr sehr dankbar.

Die Erfassung der statistischen Daten und ihre Aufbereitung wäre ohne freundliche Unterstützung und fachliche Mithilfe von vielen Mitarbeitern des Staatsstatistikkomitees der Ukraine nicht möglich gewesen. An dieser Stelle gilt mein besonderer Dank dem Direktor der Abteilung für Landwirtschafts- und Umweltstatistik,

Herrn Oleg Prokopenko und seiner Stellvertreterin Frau Olga Sikachyna, sowie auch der Direktorin der Abteilung für Industriestatistik, Frau Ludmyla Ovdenko, der Stellvertreterin des Direktors der Abteilung für Preisstatistik, Frau Olga Kalabukha, und der Abteilungsleiterin für Arbeitsstatistik, Frau Inesa Senyk.

Bei Herrn Dr. Jürgen Kranz, dem Geschäftsführer der Gesellschaft zur Agrarstrukturförderung Osteuropas e.V., möchte ich mich für die stets offenen Ohren und aufmunternden Worte recht herzlich bedanken.

Die Arbeit wäre ohne die Graduiertenförderung des Landes Sachsen-Anhalt und die Förderung durch das Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa nicht möglich gewesen. Für diese Unterstützung möchte ich mich herzlich bedanken.

Von Herzen bedanke ich mich bei meiner Frau Oksana und unseren Söhnen Maksym und Ivan für ihre hilfreiche und geduldige Unterstützung während der Anfertigung der Arbeit.

Halle (Saale), August 2007

Oleksandr Perekhozhuk

ZUSAMMENFASSUNG

Der Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft brachte tiefgreifende Umwälzungen in dem Milchwirtschaftssektor der Ukraine. Zum Zeitpunkt der Liberalisierung der Preise für Milch und Milchprodukte im Jahr 1992 war die Milchverarbeitung in der Ukraine durch große, regional verteilte staatliche Milchverarbeitungsbetriebe geprägt. Mittlerweile ist der Milchwirtschaftssektor privatisiert. Allerdings ist die Form der Privatisierung nicht einheitlich, so dass je nach den Eigentumsverhältnissen und den damit verbundenen Anreizstrukturen unterschiedliches Marktverhalten und somit auch unterschiedliche Marktergebnisse erwartet werden können.

Die makroökonomischen Bedingungen führten dazu, dass sich die Betriebe des Milcherzeugungs- und Milchverarbeitungssektors nur sehr schleppend an die neue Situation anpassten. Die notwendigen wirtschaftlichen Umstrukturierungen führten zu einer Schwächung der Milchproduktion. Hierdurch hat die Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie in den 90er Jahren stark abgenommen. Der damit verbundene Anstieg der durchschnittlichen Produktionskosten schwächte die Wirtschaftlichkeit der Branche in erheblichem Ausmaß. Obwohl nach dem Beginn der marktwirtschaftlichen Umgestaltung Veränderungen und Unsicherheiten dieser Art weitgehend typisch auch für die Agrar- und Ernährungswirtschaft in anderen Ländern Mittel- und Osteuropas sind, ist bislang wenig über das Marktverhalten der Milchverarbeitungsunternehmen in diesem Umfeld bekannt.

Die deskriptive Analyse gibt einige Anhaltspunkte dafür, dass sowohl administrative Einflüsse in Form von regionalen Handelsbeschränkungen und Mitsprache der örtlichen Verwaltungen bei der Preisgestaltung als auch mangelnde Markttransparenz einigen Unternehmen der Branche eine regionale Monopson- bzw. Oligopsonstellung verschafft haben und sie infolgedessen Marktmacht auf dem Markt für Rohmilch ausüben konnten. Unterdessen hat das staatliche Antimonopolkomitee der Ukraine im Jahr 2002 außerdem eine Reihe von Preiskartellabsprachen von Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie in einigen Verwaltungsgebieten der Ukraine aufgedeckt. Vielfach ist dies als Ausdruck der Ausübung von Marktmacht seitens der Milchverarbeitungsindustrie gedeutet worden. Andererseits ist angesichts der geringen Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie auf der nationalen Ebene die Vermutung von Wettbewerb naheliegend. Darüber hinaus spricht die schwache Kapazitätsauslastung

der Milchverarbeitungsindustrie und die dadurch bedingte Konkurrenz um die Rohmilch gegen die Hypothese der Ausübung von Marktmacht.

Zur Analyse unvollständigen Wettbewerbs auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft wurden seit dem Anfang der 80er Jahren vermehrt quantitative Ansätze verwendet, die auf der mikroökonomischen Theorie und der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) basieren. Die Ansätze der NEIO sind in zahlreichen Studien zur Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft angewandt worden. Die Anwendung dieser ökonometrischen Ansätze ist allerdings hauptsächlich in den Industrieländern wie USA, Kanada und anderen verbreitet. Im Hinblick auf den Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft kann jedoch auch in den Transformationsländern wie der Ukraine eine Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft erwartet werden, die nicht den Bedingungen des vollständigen Wettbewerbs entspricht.

Zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wurde ein komparativ-statisches Strukturmodell formuliert. Das Modell besteht zum einen aus einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch und einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsunternehmen nach Rohmilch. Der Vorteil von Marktstrukturmodellen besteht darin, dass explizit die Existenz von Marktmacht getestet werden kann. Für die Analyse können sowohl aggregierte Industriedaten auf nationaler als auch regionaler Ebene sowie solche individueller Unternehmen verwendet werden. Bevor das Marktstrukturmodell spezifiziert und geschätzt wurde, wurde die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie und das Angebot für Rohmilch in der Ukraine untersucht. Bei der Analyse des Marktstrukturmodells wurden die Ergebnisse zur ökonometrischen Analyse von Produktions- und Angebotsfunktionen berücksichtigt.

Die Schätzungen der verschiedenen Spezialfälle der Produktionsfunktion für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie auf Basis der Translog-Funktionsform zeigen sowohl für die Skalenelastizität als auch für die Rate des technischen Fortschritts einige Unterschiede. So ist die geschätzte Skalenelastizität im Fall der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion statistisch signifikant und beträgt ca. 1,4. Dieses Ergebnis deutet demnach sehr stark auf zunehmende Skalenerträge in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie hin. Ein deutlich von den Schätzergebnissen zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion abweichendes Ergebnis ergibt sich bei der Schätzung der Produktionselastizitäten auf der Grundlage der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion. So werden negative Produktionselastizitäten für die Faktoren Arbeit und Kapital ermittelt. Zumindest die negative Produktionselastizität für Arbeit kann mit der Unterauslastung der Kapazitäten der ukrainischen Molkereien in Verbindung gebracht werden. Außerdem sind die Ergebnisse vor dem Hintergrund der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine zu interpretieren.

Deswegen sind insbesondere die Ergebnisse, die mit Hilfe der neoklassischen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ermittelt worden sind, mit Vorsicht zu interpretieren.

Im Hinblick auf das formulierte Marktstrukturmodell erscheint es deshalb im Fall der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie aufgrund der besonderen Situation der Industrie während des Transformationsprozesses problematisch, die Produktionstechnologie durch eine neoklassische Produktionsfunktion zu beschreiben. Deshalb wird im Rahmen des Marktstrukturmodells die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion verwendet.

In vielen agrarökonomischen Studien sind die Ergebnisse der Schätzung einer Funktion für das landwirtschaftliche Angebot dargestellt worden, die auf Basis entweder von Eingleichungsmodellen oder von Mehrgleichungsmodellen als Teil eines vollständigen Modells von Angebots- und Faktornachfragefunktionen für den Landwirtschaftssektor geschätzt worden sind. Allerdings erfolgt die Modellformulierung sowohl der Eingleichungsmodelle als auch der Mehrgleichungsmodelle meistens unter der Annahme vollständigen Wettbewerbs auf den Märkten. Im Hinblick auf die Modellierung eines Marktstrukturmodells wurden zum einen einige Aspekte und Probleme über die Herleitung einer Angebotsfunktion aus einer variablen Gewinnfunktion dargestellt und zum anderen ein Überblick über empirische Angebots- und Faktornachfragefunktionen in NEIO-Studien gegeben. Anschließend werden die Schätzergebnisse verschiedener Varianten der Angebotsfunktion für Rohmilch für den ukrainischen Agrarsektor dargestellt und diskutiert.

Der zentrale Gegenstand der ökonometrischen Analyse ist jedoch die Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Im Rahmen eines Marktstrukturmodells, das auf den theoretischen Konzepten der NEIO aufbaut und mit dessen Hilfe ein Marktmachtparameter ökonometrisch geschätzt und damit die Existenz von Marktmacht überprüft werden kann. Bei der Formulierung des Modells werden die Ergebnisse berücksichtigt, die bei der Schätzung der milchwirtschaftlichen Produktionsfunktion und der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion für Rohmilch erzielt worden sind.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells geben keine Anhaltspunkte für die Existenz von Marktmacht in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie für den Untersuchungszeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003. Da bei der Schätzung aggregierte Industriedaten auf der nationalen Ebene verwendet wurden, beziehen sich die Schätzergebnisse nur auf den Markt der Ukraine insgesamt. Aus Sicht der Marktstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind diese vermutlich plausibel, da der Herfindahl-Hirschman-Index für diesen Sektor (für das 2001) 7 beträgt und im Vergleich mit anderen Ländern relativ klein ist. Dabei weisen die Ergebnisse des deskriptiven Teils der Arbeit darauf hin, dass die Marktstruktur in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sich in der Beobachtungsperiode nicht

verändert hat. Hierbei ist allerdings zu bemerken, dass die zur Verfügung stehenden Industriedaten auf der nationalen Ebene zu stark aggregiert sind, um eine endgültige Aussage über die Existenz von Marktmacht zu treffen.

Im Hinblick auf sowohl die Struktur der Milchverarbeitungsindustrie auf den regionalen Märkten als auch die Rahmenbedingungen auf dem Markt für Rohmilch kann die Existenz von Marktmacht nicht ausgeschlossen werden. Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse zeigen, dass in 8 von insgesamt 25 Regionen der Herfindahl-Hirschman-Index größer als 200 ist. Der regionale Markt für Rohmilch ist aus Sicht der Marktabgrenzung für die Analyse von größerer Bedeutung als der nationale Markt. Um endgültige Aussagen über Existenz von Marktmacht zu treffen, sollten deshalb in künftigen Analysen in regionaler Hinsicht disaggregierte Industriedaten zur Schätzung des Marktstrukturmodells herangezogen werden.

ABSTRACT

Transition from the planned to the market economy involved profound changes in Ukrainian economy. Before the liberalization of prices in 1992, milk processing in Ukraine was concentrated in regionally distributed large state milk processing factories. In the meantime, the dairy sector has been privatized. However, the emerging privatization forms were heterogeneous. That is why different kinds of market conduct and, consequently, market performance can be expected, depending on ownership and incentive structures involved.

Particular macroeconomic conditions have led to agricultural farms and milk processing factories dragging in conformation to the new situation. The necessary economic reorganization has caused a considerable decrease in milk production. Therefore, the capacity utilization of milk processing industry in the 1990s has strongly diminished. Due to this reason, the increase in average production costs has lowered the sectoral profitability to a significant extent. Although at the beginning of the market-oriented transformation changes and uncertainties of this nature were to a large extent similar for agricultural and food sectors in different Central and Eastern European countries, so far only little is known about market conduct of milk processing enterprises.

The descriptive analysis provides evidence of limited market transparency and an influence of regional administrative authorities on regional trade with raw milk via trade restrictions. In such conditions milk processing enterprises were able to gain a regional monopsony or oligopsony position on the raw milk market, and, hence, there is reason to presume that they exercise market power on that market. In addition, in 2002 the Antimonopoly Committee of Ukraine detected price cartels among milk processing enterprises in some administrative regions of Ukraine. This may be interpreted as a prerequisite for the exercise of market power on the part of milk processing industry. On the other hand, because of low concentration of milk processing industry at the national level, the assumption about competition cannot completely be dismissed. Moreover, the low capacity utilization of milk processing industry and, consequently, the competition for raw milk stand against the hypothesis about existence of market power.

Since the 1980s, in studies analyzing imperfect competition on agricultural and food markets, quantitative approaches have increasingly been based on microeconomic theory and on concepts of New Empirical Industrial Organization (NEIO). The NEIO approach was applied in numerous studies on market

structure and pricing on agricultural and food markets. The applications, however, have more or less been limited to developed market economies such as the USA, Canada and others. On the other hand, due to the transition from a planned to a market economy, in countries such as Ukraine, there is also reason to expect market conditions on agricultural and food markets which considerably deviate from the model of perfect competition.

For the analysis of the market structure and pricing on the Ukrainian raw milk market, a comparative static structural model has been built. The model consists of a short-run supply function for raw milk on one side and of the first order condition for profit maximization for the raw milk demand of milk processing enterprises on the other side. An important advantage of the market structural model is that the existence of market power can be explicitly tested. For econometric analyses, aggregate industrial (market) data at both, national and regional level as well as data at the level of the individual firm can be used. Before the specification and estimation of the market structural model, as a first step the production technology of the milk processing industry and the raw milk supply in Ukraine have been econometrically investigated. The results of the econometric analysis of production and supply functions were used to analyze the market structural model.

Different special cases of the production function for the Ukrainian milk processing industry were econometrically estimated based on the transcendental logarithmic (translog) functional form showing differences both, in the scale elasticity and in the rate of technological progress. The estimated scale elasticity in the special case of a Cobb-Douglas production function is statistically significant and amounts to 1,4. Due to this result, there is evidence of increasing returns to scale in Ukrainian milk processing industry. Results considerably diverging from the Cobb-Douglas case are obtained from the estimation of production elasticities based on a non-restricted translog production function. Negative production elasticities are obtained for the production factors labor and capital. This can be associated with under-utilization of capacities of Ukrainian milk processing plants. Furthermore, the results have to be interpreted against the background of the change of social and institutional basic conditions in Ukraine. Therefore, the results obtained from estimating the neoclassical Cobb-Douglas production function, have to be interpreted carefully.

Consequently, with regard to the market structural model for the Ukrainian raw milk market, it seems to be problematic to specify the production technology of the milk processing industry as a neoclassical production function. This can be attributed to the specific situation in the industry during the transformation process. Hence, the non-restricted translog production function has been used within the scope of the market structural model.

In numerous studies, the estimation results for agricultural supply functions were presented. The functions have been estimated on the basis of either single

equation models or multiple equation models as a part of a complete system of supply and factor demand functions for the agricultural sector. However, in most cases, the modeling was carried out for both, single equation models and multiple equation models, assuming perfect competition. With regard to the modeling of the market structural model, some aspects and problems about derivation of supply functions from a variable profit function are discussed, and an overview about empirical supply and factor demand functions in the NEIO-studies is given. Afterwards estimation results for several versions of the supply function for raw milk of the Ukrainian agricultural sector are discussed.

The main objective of the econometric analysis, however is to measure the market power of milk processing enterprises on the Ukrainian raw milk market, within the analytical framework of a market structure model which is based on the theoretical concepts of NEIO. The model serves to estimate a market power parameter and to test econometrically for the existence of market power. It is specified taking into account the estimation results for the production function of the milk processing industry and the supply function for raw milk.

The results of the econometric estimation of the model do not show evidence of the exercise of market power by Ukrainian milk processing industry over the sample period from January 1996 to December 2003. Since aggregate data on the national level is used in the estimation, the results relate only to the overall raw milk market in Ukraine. In terms of market structure of Ukrainian milk processing industry at the national level the results are somewhat plausible because the Herfindahl-Hirschman index (for 2001) is 7, which is relatively small compared with other countries. Moreover, the results of the descriptive part of the work show that the market structure in the Ukrainian milk processing industry has not changed over the sample period. However, it is necessary to note, that the available industry data at the national level are too highly aggregated for a final decision about the existence of market power.

Considering the structure of the milk processing industry on the regional markets and also the basic conditions on the market for raw milk, the existence of market power cannot be excluded. The descriptive analysis shows that in 8 of 25 regions the Herfindahl-Hirschman index is larger than 200. For a determination of the relevant market boundaries the regional market for raw milk seems to be of prime importance for the analysis. Therefore, in order to make final statements about the existence of market power in future studies disaggregated industry data should be used for the estimation of market structural models at the regional level.

INHALTSVERZEICHNIS

Danksagung.....	I
Zusammenfassung.....	III
Abstract	VII
Verzeichnis der Tabellen	XV
Verzeichnis der Abbildungen.....	xviii
Übersichtsverzeichnis.....	xviii
Abkürzungsverzeichnis.....	XIX
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung	1
1.2 Zielsetzung der Arbeit.....	4
1.3 Aufbau der Arbeit	5
2 Deskriptive Analyse des ukrainischen Milchwirtschaftssektors....	8
2.1 Ausgangssituation und Änderung der Rahmenbedingungen in den 90er Jahren	8
2.1.1 Staatlich zentralgeleitetes Planwirtschaftssystem	9
2.1.2 Staatliches Preissystem und Preisliberalisierung.....	10
2.1.3 Staatseigentum und Privatisierung	15
2.1.4 Besonderheiten der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen	18
2.2 Struktur des Milchwirtschaftssektors der Ukraine.....	20
2.3 Bedingungen auf dem Markt für Rohmilch.....	22
2.3.1 Milcherzeugung	22
2.3.2 Milchkuhbestand und Milchleistung	26
2.3.3 Kostenstruktur der Tierhaltung und Futtermittelverbrauch.....	28
2.3.4 Milchanlieferung an Molkereien und alternative Absatzwege und -formen	33
2.3.5 Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung.....	36
2.3.6 Milchqualität.....	38

2.3.7	Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nach Rechts- und Betriebsformen	40
2.3.8	Rentabilität der Milcherzeugung	44
2.4	Bedingungen auf dem Markt für Molkereiprodukte	45
2.4.1	Herstellung von Milch und Milchprodukten	45
2.4.2	Rentabilität ausgewählter Molkereiprodukte.....	48
2.5	Struktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie.....	49
2.5.1	Milchverarbeitungsindustrie innerhalb der Ernährungsindustrie	49
2.5.2	Anzahl und Betriebsgrößenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe	52
2.5.3	Unternehmensrechtsformen und Eigentumsverhältnisse.....	59
2.5.4	Kostenstruktur der ukrainischen Molkereien	61
2.5.5	Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe	64
2.5.6	Kapazitätsauslastung	65
2.5.7	Unternehmenskonzentration	67
2.5.7.1	Formen und Strategien von Unternehmenszusammenschlüssen	67
2.5.7.2	Konzentrationsmessung für die ukrainische Milchverarbeitungsbranche.....	70
2.5.7.3	Regionale Konzentration der Milchverarbeitungsbetriebe	73
2.6	Preisstruktur auf dem Markt für Rohmilch	77
2.6.1	Preisstruktur in Abhängigkeit von den Vermarktungswegen.....	77
2.6.2	Saisonale Preisschwankungen	78
2.6.3	Regionale Preisunterschiede.....	79
2.6.4	Regionale Konzentration und regionale Auszahlungspreise	82
2.7	Zusammenfassende Beurteilung der Ergebnisse der deskriptiven Analyse	83
3	Theoretische Konzepte zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung.....	85
3.1	Structure-Conduct-Performance-Ansatz	86
3.2	Strukturansatz der Neuen Empirischen Industrieökonomik.....	88
3.2.1	Grafische Darstellung des Strukturansatzes	89
3.2.2	Übersicht über Anwendungen der Neuen Empirischen Industrieökonomik.....	92
3.3	Modell zur Messung oligopsonistischer Marktmacht	95
3.3.1	Grundstruktur des Modells	95
3.3.2	Aggregation des Wertgrenzproduktes und Interpretation des Marktmachtparameters	99
3.4	Kritik und Schlussfolgerungen für die Modellanalyse.....	102

4	Datengrundlagen und Datenaufbereitung	105
4.1	Daten zur Schätzung der Produktionsfunktion.....	105
4.1.1	Output der Milchverarbeitungsindustrie.....	105
4.1.2	Rohmilchanlieferung	107
4.1.3	Arbeitseinsatz	109
4.1.4	Kapitaleinsatz	110
4.1.5	Energieeinsatz.....	113
4.2	Daten zur Schätzung der Angebotsfunktion.....	115
4.2.1	Auszahlungspreis für Rohmilch	115
4.2.2	Direktvermarktpreis für Milch und Milchprodukte	117
4.2.3	Preis für Rindfleisch	118
4.2.4	Inputpreis für Kraftmischfutter.....	119
4.2.5	Milchkuhbestand	120
4.3	Daten zur Schätzung des Marktstrukturmodells	121
5	Eigenschaften und Schätzung der Produktionsfunktion.....	123
5.1	Spezifikation der Produktionstechnologie	123
5.2	Eigenschaften der Translog-Produktionsfunktion.....	124
5.3	Modellvarianten und geschätzte Parameter der Translog-Produktionsfunktion.....	129
5.3.1	Geschätzte partielle Produktionselastizitäten	135
5.3.2	Technischer Fortschritt.....	145
5.3.3	Geschätzte Substitutionselastizitäten.....	151
5.4	Schlussfolgerungen zur Produktionsfunktion	156
6	Auswahl und Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch	158
6.1	Theoretische Grundlagen der Herleitung der Angebotsfunktion.....	159
6.2	Flexible Funktionsformen der Gewinnfunktion.....	161
6.2.1	Translog-Gewinnfunktion	162
6.2.2	Generalized Leontief-Gewinnfunktion.....	164
6.2.3	Normalized Quadratic-Gewinnfunktion	165
6.2.4	Zusammenfassung zur Herleitung der Angebotsfunktion	166
6.3	Angebots- und Nachfragefunktionen in der NEIO	167
6.4	Überblick über empirische Angebotsfunktionen für Rohmilch.....	170
6.5	Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch.....	172
6.5.1	Spezifizierung und Eigenschaften der Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch.....	172

6.5.2	Schätzergebnisse zur Angebotsfunktion für Rohmilch	174
6.5.2.1	Statistische Anpassungsgüte der geschätzten Angebotsfunktionen.....	175
6.5.2.2	Geschätzte Angebotselastizitäten	183
6.5.2.3	Homogenitätsgrad der Angebotsfunktion	187
6.5.2.4	Rate des technischen Fortschritts.....	187
6.6	Schlussfolgerungen zur Auswahl und Schätzung der Angebotsfunktion	189
7	Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht.....	191
7.1	Spezifizierung des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht	191
7.2	Zu den ökonometrischen Schätzverfahren.....	193
7.3	Schätzergebnisse zum Marktstrukturmodell.....	197
7.3.1	Geschätzte Parameter	197
7.3.2	Statistische Anpassungsgüte des geschätzten Marktstrukturmodells.....	199
7.3.3	Geschätzte Angebotselastizitäten	200
7.3.4	Geschätzte Rate des technischen Fortschritts.....	202
7.4	Zusammenfassende Beurteilung des Marktstrukturmodells	203
8	Zusammenfassung und Schlussfolgerungen	205
	Literaturverzeichnis.....	211
	Verzeichnis von Rechtsvorschriften	232
	Anhang	233

VERZEICHNIS DER TABELLEN

Tabelle 2.1:	Staatliche Aufkaufpreise für Milch und Rahm (GOST 13264–70) ab 1. Januar 1991	11
Tabelle 2.2:	Staatliche Aufkaufpreise für Milch und Rahm (GOST 13264–88) ab 1. Januar 1991	12
Tabelle 2.3:	Staatliche Einzelhandelspreise für Milch und Milchprodukte.....	13
Tabelle 2.4:	Bodennutzung nach naturklimatischen Zonen im Jahr 1997	24
Tabelle 2.5:	Landwirtschaftliche Bruttoproduktion 1991 bis 2003	25
Tabelle 2.6:	Milchleistung im Jahresdurchschnitt 1990 bis 2003.....	27
Tabelle 2.7:	Kostenstruktur der Tierhaltung in Großbetrieben in ausgewählten Jahren	28
Tabelle 2.8:	Zahl der milcherzeugenden Betriebe nach Milchkuhbestandsgrößenklassen	29
Tabelle 2.9:	Kosten der Tierhaltung in den Hauswirtschaften.....	29
Tabelle 2.10:	Futterbilanz in den Großbetrieben im Jahr 2003	31
Tabelle 2.11:	Futtermittelverbrauch und Anteil des Kraftfutters.....	32
Tabelle 2.12:	Rohmilchanlieferung an die Erfassungsbetriebe nach Betriebsform.....	33
Tabelle 2.13:	Absatzwege und -formen der landwirtschaftliche Großbetriebe für Rohmilch	35
Tabelle 2.14:	Verwendung der Milch in den Hauswirtschaften	36
Tabelle 2.15:	Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–70	38
Tabelle 2.16:	Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–88.....	39
Tabelle 2.17:	Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–70 und GOST 13264–88	40
Tabelle 2.18:	Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nach Rechtsformen.....	41
Tabelle 2.19:	Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nach Betriebsformen	42
Tabelle 2.20:	Anzahl der Haushalte im ländlichen Raum	42
Tabelle 2.21:	Milcherzeugung nach Wirtschaftskategorien	43
Tabelle 2.22:	Rentabilität der Milchproduktion nach Rechts- und Betriebsformen 2001-2003	45
Tabelle 2.23:	Herstellung von Milch und Milchprodukten in ausgewählten Jahren	46
Tabelle 2.24:	Pro-Kopf-Verbrauch von Milch und Milchprodukten.....	48
Tabelle 2.25:	Rentabilität der wichtigsten Molkereiprodukte 1990 bis 2000.....	48
Tabelle 2.26:	Zahl der Betriebe in der Ernährungsindustrie der Ukraine.....	50

Tabelle 2.27: Umsatz in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie	51
Tabelle 2.28: Anzahl der Beschäftigten in der Ernährungsindustrie	52
Tabelle 2.29: Anzahl der Betriebe in der Milchverarbeitungsindustrie.....	53
Tabelle 2.30: Anzahl der Beschäftigten je Milchverarbeitungsbetrieb.....	54
Tabelle 2.31: Umsatz je Milchverarbeitungsbetrieb und je Beschäftigten	55
Tabelle 2.32: Zahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Umsatzgrößenklassen	56
Tabelle 2.33: Zahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Beschäftigtengrößenklassen.....	56
Tabelle 2.34: Zahl der Beschäftigten nach Beschäftigtengrößenklassen der Betriebe	57
Tabelle 2.35: Umsatz der Milchverarbeitungsbetriebe nach Beschäftigtengrößenklassen.....	58
Tabelle 2.36: Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen	59
Tabelle 2.37: Umsatz der Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen	60
Tabelle 2.38: Beschäftigtenzahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen	61
Tabelle 2.39: Kostenstruktur der Milchverarbeitungsindustrie	62
Tabelle 2.40: Milchverarbeitungskosten je Betrieb 2001 bis 2004	63
Tabelle 2.41: Milchverarbeitungskosten je Beschäftigten 2001 bis 2004	63
Tabelle 2.42: Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe 1996.....	64
Tabelle 2.43: Kapazitätsauslastung bei der Herstellung von Vollmilcherzeugnissen 1990 bis 1999	65
Tabelle 2.44: Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Kapazitätsgrößenklassen 2003	66
Tabelle 2.45: Inbetriebnahme neuer Produktionskapazitäten 1990 bis 2003	66
Tabelle 2.46: Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie nach Umsatzanteilen....	72
Tabelle 2.47: Regionale Konzentration der Milchverarbeitungsbetriebe im Jahr 2004	74
Tabelle 2.48: Milcherzeugerpreise nach Absatzwegen 1996 bis 2003	78
Tabelle 2.49: Regionale Korrelation zwischen dem Auszahlungspreis und verschiedenen Konzentrationsmaßen.....	83
Tabelle 3.1: Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zur Messung von Marktmacht	94
Tabelle 4.1: Anzahl der Beschäftigten mit Zwangsurlaub.....	109
Tabelle 4.2: Kapitaldienste der Milch- und Fleischverarbeitungsindustrie	111
Tabelle 4.3: Vermögensstruktur der Milch- und Fleischverarbeitungsindustrie	112
Tabelle 4.4: Energieeinsatz in der Butterproduktion 1993 bis 2003.....	114
Tabelle 4.5: Milchkuhbestand in der Ukraine 1990 bis 2003	120
Tabelle 4.6: Deskriptive Statistik der Modellvariablen des Marktstrukturmodells	122
Tabelle 5.1: Geschätzte Parameter zur Translog-Produktionsfunktion	132
Tabelle 5.2: Ergebnisse des F-Tests.....	135
Tabelle 5.3: Schätzergebnisse für die Mittelwerte der Produktionselastizitäten	136

Tabelle 5.4:	Schätzergebnisse zur Rate des technischen Fortschritts pro Monat.....	146
Tabelle 5.5:	Überprüfung der Hypothese Hicks-neutralen technischen Fortschritts	150
Tabelle 5.6:	Geschätzte Substitutionselastizitäten	152
Tabelle 5.7:	Testergebnisse zur Hypothese relativer Komplementarität	155
Tabelle 6.1:	Geschätzte Parameter zur Angebotsfunktion.....	176
Tabelle 6.2:	Ergebnisse des F-Tests zur Angebotsfunktion.....	183
Tabelle 6.3:	Schätzergebnisse für die Mittelwerte der Angebotselastizitäten	185
Tabelle 6.4:	Testergebnisse zum Homogenitätsgrad in Preisen	187
Tabelle 6.5:	Schätzergebnisse zur mittleren Rate des technischen Fortschritts.....	188
Tabelle 7.1:	Anwendung simultaner Schätzmethoden in ausgewählten NEIO-Studien	195
Tabelle 7.2:	Ergebnisse der NL3SLS Schätzung des Marktstrukturmodells.....	198
Tabelle 7.3:	Statistische Anpassungsgüte der NL3SLS-Schätzung zum Marktstrukturmodell	200
Tabelle 7.4:	Geschätzte mittlere Angebotselastizitäten	201
Tabelle 7.5:	Geschätzte mittlere Rate der autonomen Änderung	202

VERZEICHNIS DER ABBILDUNGEN

Abbildung 2.1:	Anteile an der Weltkuhmilchproduktion im Jahr 2003	23
Abbildung 2.2:	Milcherzeugung in der Ukraine 1990 bis 2003	26
Abbildung 2.3:	Milchkuhbestand in der Ukraine 1990 bis 2003	27
Abbildung 2.4:	Saisonschwankungen der Milcherzeugung und -anlieferung nach Monaten	37
Abbildung 2.5:	Rentabilität der Tier- und Milchproduktion 1990-2003	44
Abbildung 2.6:	Pro-Kopf-Produktion von Milchprodukten 1990 bis 2003	47
Abbildung 2.7:	Kumulierte Umsatzanteile der größten Milchverarbeitungsbetriebe ...	72
Abbildung 2.8:	Verteilung der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine im Jahr 2003	76
Abbildung 2.9:	Horizontale Unternehmenskonzentration im Oblast Vinnytsa im Jahr 2003	77
Abbildung 2.10:	Saisonale Schwankungen der Milcherzeugerpreise 1997 bis 2003	79
Abbildung 2.11:	Abweichung der Auszahlungspreise in den Rayons vom Durchschnittspreis des Gebiets Vinnytsa	81
Abbildung 3.1:	Identifizierung von Marktmacht: Parallelverschiebung der Angebotskurve	90
Abbildung 3.2:	Identifizierung von Marktmacht: Drehung der Angebotskurve	91
Abbildung 5.1:	Geschätzte partielle Ertragskurven der Produktionsfaktoren	138
Abbildung 5.2:	Geschätzte Isoquanten der Translog-Produktionsfunktion	154

ÜBERSICHTSVERZEICHNIS

Übersicht 2.1:	Struktur des Milchwirtschaftssektors der Ukraine	21
----------------	--	----

ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

AES	Allen Elasticity of Substitution
AG	Aktiengesellschaft
AIC	Akaikes Informationskriterium
AK	Arbeitskraft
AS	additiv-separabel
BB	Bauernbetrieb
BIC	Schwarz-Bayessche Informationskriterium
BML	Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz
CD	Cobb-Douglas
CR	Konzentrationsrate
DERZHKOMSTAT	Staatsstatistikkomitee der Ukraine
DSTU	Staatsstandard der Ukraine
DW	Durbin-Watson-Koeffizient
EU	Europäische Union
FAO	Food and Agricultural Organization of the United Nations
FFF	Flexible Funktionsformen
GAG	Geschlossene Aktiengesellschaft
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
GOST	Staatsstandard der UdSSR
ha	Hektar
HG	homogen
HHI	Herfindahl-Hirschman-Index
HM	homothetisch
Hryvna	Ukrainische Landeswährung [1 EURO = 5,25 UAH] ¹

¹ Wechselkurs am 1.07.2002.

HW	Hauswirtschaft
IAE UAAN	Institut für Agrarökonomie der Ukrainischen Akademie der Agrarwissenschaften
ISIC	International Standard Industrial Classification of all Economic Activities
IT3SLS	Iterated Three-Stage Least Squares
k. A.	Keine Angaben
kg	Kilogramm
km	Kilometer
Kolchos	Landwirtschaftlicher Kollektivbetrieb
KWh	Kilowatt-Stunden
LB	Landwirtschaftlicher Betrieb
LF	Landwirtschaftliche Fläche
LFFF	Lineare flexible Funktionsformen
LGB	Landwirtschaftlicher Großbetrieb
LHG	linear-homogen
LN	Landwirtschaftliche Nutzfläche
Mio.	Million
MKQ	Methode der kleinsten Quadrate
Mrd.	Milliarde
NACE	Nomenclature of economic activities
NEIO	New Empirical Industrial Organization
NHM	nicht-homothetisch
NL3SLS	Nonlinear Three-Stage Least Squares
NLFFF	nichtlineare flexible Funktionsformen
NLFIML	Nonlinear Full Information Maximum Likelihood
OAG	Offene Aktiengesellschaft
Oblast	Administratives Gebiet
OLS	Ordinary Least Squares
R^2	Bestimmtheitsmaß
\bar{R}^2	Bereinigtes Bestimmtheitsmaß
RAPO	Agrarindustrielle Verreinigung des Rayons
Rayon	Bezirk
SCP	Structure-Conduct-Performance
SE	Skalenelastizität

SJB	Statistisches Jahrbuch
SJBELF	Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland
SJBLHWU	Statistisches Jahrbuch der Landwirtschaftstätigkeit von Hauswirtschaften der Ukraine
SJBLU	Statistisches Jahrbuch der Landwirtschaft der Ukraine
SJBU	Statistisches Jahrbuch der Ukraine
Sowchos	Landwirtschaftlicher Staatsbetrieb
SS	streng separabel
SSB	Statistischer Sammelband
STATINFORMCONSULTING	Information and Analytic Agency
t	Tonne
TF	Technischer Fortschritt
TFP	Totale Faktorproduktivität
Tsd.	Tausend
UAH	Hryvna (ukrainische Landeswährung)
USA	United States of America
USD	US Dollar
USSR	Ukrainische Sowjetische Sozialistische Republik
VO	Verordnung

1 EINLEITUNG

1.1 Problemstellung

Der Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft brachte tiefgreifende Umwälzungen in allen Bereichen der Volkswirtschaft der Ukraine mit sich, so auch in dem Milchwirtschaftssektor. Zum Zeitpunkt der Liberalisierung der Preise für Milch und Milchprodukte im Jahr 1992 war die Milchverarbeitung in der Ukraine durch große, regional verteilte staatliche Milchverarbeitungsbetriebe geprägt. Mittlerweile ist der Milchwirtschaftssektor auf allen Ebenen privatisiert. Dies betrifft sowohl die Milcherzeugung in den landwirtschaftlichen Betrieben als auch die Betriebe der Milchverarbeitungsindustrie. Durch die Privatisierung der Unternehmen hat sich die Marktstruktur verändert. Allerdings ist die Form der Privatisierung nicht einheitlich, so dass je nach den Eigentumsverhältnissen und den damit verbundenen Anreizstrukturen unterschiedliches Marktverhalten und somit auch unterschiedliche Marktergebnisse erwartet werden können.

Die makroökonomischen Bedingungen führten dazu, dass sich die Betriebe des Milcherzeugungs- und Milchverarbeitungssektors nur sehr schleppend an die neue Situation anpassten. Die notwendigen wirtschaftlichen Umstrukturierungen führten zu einer Schwächung der Milchproduktion. Auf so tiefgreifende Umwandlungen waren auch die Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie nicht vorbereitet. Hierdurch hat die Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie in den 90er Jahren stark abgenommen. Der damit verbundene Anstieg der durchschnittlichen Produktionskosten schwächte die Wirtschaftlichkeit der Branche in erheblichem Ausmaß. Obwohl nach dem Beginn der marktwirtschaftlichen Umgestaltung Veränderungen und Unsicherheiten dieser Art weitgehend typisch für die Agrar- und Ernährungswirtschaft in allen Volkswirtschaften Mittel- und Osteuropas sind, ist bislang wenig über das Marktverhalten der Milchverarbeitungsunternehmen in diesem Umfeld bekannt.

In diesem Zusammenhang stellen sich eine Reihe von Fragen, deren Beantwortung auch über den Bereich der ukrainischen Milchverarbeitung hinaus für weite Teile der Agrar- und Ernährungswirtschaft in Mittel- und Osteuropa von Interesse ist: Hat die Privatisierung zu einer Veränderung der Unternehmenskonzentration geführt? Erlaubt die beobachtete Unternehmenskonzentration die Ausübung von Marktmacht? Bewirkt die schwache Auslastung der Verarbeitungskapazitäten einen möglicherweise scharfen Wettbewerb um die Rohmilch, d.h. auf dem Markt der Milchverarbeitungsunternehmen? Sind die

zu beobachtenden regionalen Unterschiede in den Preisen für Rohmilch mit einem solchen Wettbewerb zu erklären? Welcher Zusammenhang besteht zwischen der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem Markt für Rohmilch?

Zahlreiche empirische Studien zum Milchmarkt in der Ukraine geben Anlass für die Hypothese, dass von Seiten der Milchverarbeitungsunternehmen Marktmacht gegenüber ihren Rohmilchlieferanten ausgeübt wird². Die deskriptiven betriebswirtschaftlichen und agrarmarktpolitischen Analysen in diesen Studien geben Anhaltspunkte dafür, dass sowohl administrative Einflüsse in Form von regionalen Handelsbeschränkungen und Mitsprache der örtlichen Verwaltungen bei der Preisgestaltung als auch mangelnde Markttransparenz, Unternehmenskonzentration und vertikale Integration (u.a. Abhängigkeit der Landwirte von den Molkereien durch bezogene Kredite) der Milchverarbeitungsindustrie eine zumindest regionale Monopson- bzw. Oligopsonstellung verschafft haben und sie infolgedessen Marktmacht auf dem Markt für Rohmilch ausüben konnten.

Unterdessen hat das staatliche Antimonopolkomitee der Ukraine im Jahr 2002 außerdem eine Reihe von Preiskartellabsprachen von Unternehmen aus der Milchverarbeitungsindustrie in den Verwaltungsgebieten Vinnytsa, Ivano-Frankivsk, Cherkassy und Chernigiv aufgedeckt (vgl. DOVGALJUK und KONOVALJUK, 2003). Vielfach ist dies als Ausdruck der Ausübung von Marktmacht seitens der Milchverarbeitungsindustrie gedeutet worden. Andererseits ist angesichts der geringen Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie auf der nationalen Ebene die Vermutung von Wettbewerb naheliegend. Darüber hinaus spricht die schwache Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie und die dadurch bedingte Konkurrenz um die Rohmilch gegen die Hypothese der Ausübung von Marktmacht³.

Zur Analyse unvollkommener Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft wurden seit dem Anfang der 80er Jahre vermehrt quantitative Ansätze verwendet, die auf der mikroökonomischen Theorie und der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) basieren. Eine der ersten empirischen Studien stammt von JUST und CHERN (1980). Die Autoren haben ein Marktstrukturmodell entwickelt, mit deren Hilfe die Ausübung von oligopsonistischer Marktmacht empirisch getestet werden kann. Der Ansatz wurde zwei Jahre später von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) theoretisch begründet und überprüft. Der empirische Ansatz von JUST und

² Vgl. KOSTUSJEV (2003), DOVGALJUK und KONOVALJUK (2003), ZORYA et al. (2003), PEREKHOZHUK (2003b), SAUER (2002), BOJARUNETS (2002), BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 105-132).

³ Die schwache Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie verursacht Wettbewerb um Rohmilch zwischen den Molkereien (vgl. PLJUTA, 1998; TITARENKO, 2001).

CHERN (1980) und die theoretischen Konzepte von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) sind in zahlreichen Studien zur Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft angewandt und weiterentwickelt worden⁴. Zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wurde in der vorliegenden Arbeit ein komparativ-statisches Strukturmodell in Anlehnung an BRESNAHAN (1982) formuliert. Das Modell besteht zum einen aus einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch und einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsunternehmen nach Rohmilch.

Bei der Formulierung des Marktstrukturmodells spielt die Spezifikation sowohl der Produktionsfunktion der Milchverarbeitungsunternehmen als auch der Angebotsfunktion für Rohmilch eine wichtige Rolle. In der empirischen Forschung zur Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft basieren viele Marktstrukturmodelle auf ungetesteten Hypothesen über die Produktionstechnologie, wie z.B. konstante Skalenerträge oder fixe Proportionen zwischen landwirtschaftlichen Inputfaktoren und Industrieoutput⁵.

In den Industrieländern mit entwickelter Marktwirtschaft (mit einer mehr oder weniger kontinuierlichen Anpassung der Produktionstechnologie an veränderte Marktbedingungen) können diese Hypothesen bei der Formulierung des Marktstrukturmodells verwendet werden. Außerdem können bestimmte a priori-Annahmen über die Produktionstechnologie (wie z.B. konstante Skalenerträge) aus Vereinfachungsgründen sinnvoll sein. Im Hinblick auf den Transformationsprozess und die Besonderheiten des ukrainischen Milchwirtschaftssektors erscheint dies allerdings problematisch.

Vor diesem Hintergrund und da dem Autor bisher keine ökonometrischen Analysen zur Schätzung einer Produktionsfunktion für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie und der Angebotsfunktion für Rohmilch bekannt sind, wird in der vorliegenden Arbeit eine ökonometrische Analyse sowohl der Produktionstechnologie als auch der Angebotsfunktion für Rohmilch unter Verwendung der Translog-Funktion in Form alternativer Modelle durchgeführt. Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht allerdings die quantitative Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch.

⁴ SEXTON und LAVOIE (2001), WOHLGENANT (2001) sowie SEXTON und ZHANG (2000) geben einen Überblick über Studien zur Marktstruktur und Preisbildung und stellen verschiedene Modelle zur Analyse von Preisbildung und Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft dar.

⁵ Vgl. z.B. SCHROETER (1988), SCHROETER und AZZAM (1990), AZZAM (1992), AZZAM und PARK (1993) sowie KOONTZ et al. (1993).

1.2 Zielsetzung der Arbeit

Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht darin, die Marktstruktur und die Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch mit ökonometrischen Methoden zu untersuchen. Insbesondere soll der Zusammenhang zwischen Marktstruktur und Preisbildung im Hinblick auf die Wettbewerbssituation auf dem Markt für Rohmilch analysiert werden. Die Analyse der wirtschaftlichen Situation war bereits Gegenstand deskriptiver Studien zur ukrainischen Milchwirtschaft⁶. Dabei wurde von vielen Autoren die Beschreibung der Situation im Milchwirtschaftssektor und die Darstellung einiger Besonderheiten des ukrainischen Milchmarktes und die Ursachen für die ungünstige wirtschaftliche Situation vorgenommen. Speziell für die Analyse der Marktstruktur im Hinblick auf die Unternehmenskonzentration, Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse ist dem Autor, vermutlich aufgrund fehlender Daten, keine Veröffentlichung bekannt. Aus diesem Grund wurde die Analyse in zwei Schritten (Teilziele) durchgeführt:

1) Deskriptive Analyse von Marktstruktur und Preisbildung

Zunächst sollen einerseits die Ausgangssituation und die Rahmenbedingungen des zentralgeleiteten Planwirtschaftssystems, die bis Anfang der 90er Jahre im Milchwirtschaftssektor der Ukraine existierten, und andererseits die Änderung dieser Rahmenbedingungen, u.a. die Liberalisierung der Agrar- und Ernährungsmärkte und die Privatisierung sowohl der landwirtschaftlichen Staats- und Kollektivbetriebe als auch der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe, deskriptiv analysiert werden.

In zeitlicher und regionaler Hinsicht sollen zum einen die Bedingungen auf dem Rohmilchmarkt (Milcherzeugung, Milchleistung, Milchanlieferung an Molkereien und alternative Absatzwege, Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung, Milchqualität, Betriebsstrukturen der ukrainischen Milchviehbetriebe) beschrieben werden. Zum anderen werden auf der Basis einzelbetrieblicher Daten, die disaggregierte Angaben zum Betriebsumsatz, zur Anzahl der Beschäftigten und zur Kostenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe sowie zur Rechtsform der Unternehmen umfassen, die Struktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie (u.a. Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe, Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse, Konzentrationsmessung der ukrainischen Milchverarbeitungsbranche, Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe, Betriebsgrößen- und Kostenstruktur der Milchverarbeitungsindustrie) im Zusammenhang mit Jahreszeitreihendaten deskriptiv analysiert.

⁶ Vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 105-132), SAUER (2002), ZORYA et al. (2003).

Anschließend sollen die Struktur der Preise auf dem Markt für Rohmilch, Preisniveau und Preisentwicklung, saisonale Preisschwankungen und regionale Preisunterschiede sowie der Zusammenhang zwischen Marktstruktur und dem Auszahlungspreis analysiert werden.

Die Ergebnisse dieser deskriptiven Analyse sollen dazu dienen, Ansatzpunkte für die Formulierung von Hypothesen über den Zusammenhang von Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu finden. Insbesondere soll dieser Teil der Arbeit erste Hinweise zur Beantwortung der Frage geben, ob bei der Preisbildung die Ausübung von Marktmacht auf dem Markt der Molkereien vermutet werden kann.

2) Modellanalyse der Preisbildung

Das zweite Ziel der Arbeit besteht darin, eine Erklärung der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu geben und dabei den Zusammenhang mit der Marktstruktur auf analytische Weise in Form einer Modellanalyse herzustellen. Wie bei jeder Modellanalyse wird es auch hier unumgänglich sein, die Untersuchung auf ausgewählte Erklärungsmuster zu beschränken. Das Modell soll jedoch so angelegt werden, dass es erstens die Reaktionen der Marktbeteiligten auf Preisänderungen abbilden kann und dass darauf aufbauend zweitens eine modellendogene Unterscheidung zwischen verschiedenen Formen des Preissetzungsverhaltens möglich ist, um aus den Ergebnissen der Modellanalyse auf eine mögliche Ausübung von Marktmacht schließen zu können.

Bevor ein ökonometrisches Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht auf dem Markt für Rohmilch formuliert wird, soll die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie mit Hilfe ausgewählter Kennziffern, wie z.B. die Skalenelastizität und Substitutionselastizität zwischen den Produktionsfaktoren, durch eine ökonometrische Schätzung der Produktionsfunktion beschrieben werden. Außerdem soll die Angebotsfunktion für Rohmilch unter Berücksichtigung der Eigenschaften, die zur Messung von Marktmacht benötigt werden, spezifiziert und geschätzt werden. Schließlich soll ein ökonometrisches Marktstrukturmodell, das zur Bestimmung eines Parameters dient, der für den Markt für Rohmilch den Grad der Marktmacht misst, ökonometrisch geschätzt werden.

1.3 Aufbau der Arbeit

Im Hinblick auf die Problemstellung und die Zielsetzung wird die vorliegende Arbeit wie folgt aufgebaut. Nach den in diesem Kapitel dargestellten Problemen und gesetzten Zielen wird der Milchwirtschaftssektor der Ukraine deskriptiv analysiert. Dadurch, dass die Ukraine sich im Transformationsprozess von der Plan- zur Marktwirtschaft befindet, wird an dieser Stelle die Beschreibung der Ausgangssituation und der Änderung der institutionellen Rahmenbedingungen in den 90er Jahren unternommen. Auf der Basis der zur Verfügung stehenden statistischen Daten des Staatsstatistikkomitees der Ukraine wird die Struktur

des ukrainischen Milchwirtschaftssektors dargestellt und beschrieben. Als Vorbereitung der ökonometrischen Analyse der Produktionstechnologie und des Angebots von Rohmilch werden die Bedingungen sowohl in dem Milcherzeugungs- als auch Milchverarbeitungssektor analysiert. Dabei werden deskriptiv die Kostenstruktur der beiden Teilsektoren und deren Bestimmungsfaktoren, die produktionstechnischen bzw. marktspezifischen Bedingungen (wie z.B. Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie, alternative Absatzwege- und -formen der Milcherzeuger) betrachtet werden. Im Hinblick auf die Marktstruktur werden die Anzahl der Milchanbieter und die Anzahl sowie die Konzentration der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie dargestellt. Bei der Beschreibung der Preisbildung wird die Preisstruktur auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch in regionaler und zeitlicher Hinsicht deskriptiv analysiert. Daran anschließend werden die Ergebnisse zur Analyse des Zusammenhangs zwischen dem regionalen Auszahlungspreis für Rohmilch und der Konzentrationsrate der Milchverarbeitungsindustrie auf den regionalen Märkten diskutiert, die einige Ansatzpunkte für die Formulierung von Hypothesen über die Ausübung von Marktmacht geben.

In Kapitel 3 werden theoretische Konzepte der Industrieökonomik zur Marktstruktur und zur Preisbildung vorgestellt. Dabei wird ein kurzer Überblick über empirische Studien der Industrieökonomik gegeben. Die Neue Empirische Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) hat im Vergleich zur anderen empirischen Ansätzen zur Analyse von Marktmacht eine breite Anwendung in der empirischen Forschung der Marktstruktur und der Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft gefunden. An dieser Stelle wird eine Übersicht über empirische Studien und ihre Ergebnisse zur Messung von Marktmacht gegeben. Angesichts der Verwendung von aggregierten Industriedaten werden verschiedene Annahmen über die Aggregation des Wertgrenzprodukts und daraus folgende Interpretationen des Marktmachtparameters diskutiert.

Für den empirischen Teil der Arbeit wurden statistische Zeitreihendaten auf der Monatsbasis von Januar 1996 bis Dezember 2003 verwendet, die vom Staatsstatistikkomitee der Ukraine zur Verfügung gestellt wurden. Kapitel 4 enthält eine ausführliche Beschreibung der Datengrundlagen und ihrer Aufbereitung für die Analyse der Produktions- und Angebotsfunktion sowie des Marktstrukturmodells.

Als Vorbereitung für Formulierung und die Schätzung des Marktstrukturmodells wird in Kapitel 5 die Analyse der Produktionstechnologie für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie dargestellt. Mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion werden verschiedene Spezialfälle der Produktionstechnologie spezifiziert und ökonometrisch getestet. Die Ergebnisse der geschätzten Produktionsmodelle werden hierbei miteinander verglichen. Die Diskussion der Schätzergebnisse wird auf die wichtigsten Aspekte der Analyse der Produktionstechnologie wie

Skalen- und Produktionselastizität, technischer Fortschritt und die Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktor (Rohmilch, Arbeit, Kapital und Energie) beschränkt.

Anschließend werden in Kapitel 6 nicht nur die Schätzung der Angebotsfunktionen, sondern auch die theoretischen Grundlagen zur Herleitung der Angebotsfunktion unter Verwendung von verschiedenen Gewinnfunktionen dargestellt. In Hinblick auf die Kritik der NEIO-Studien wird eine Übersicht über die Verwendung von Funktionsformen für die Verhaltensfunktionen (Angebots- und Nachfragefunktionen) in der empirischen Forschung zur Messung von Marktmacht gegeben. Außerdem wird ein Überblick über verschiedene Angebotsfunktionen für Rohmilch, die es in der bisherigen empirischen Forschung gibt, gegeben. Im Hinblick auf die Besonderheiten des ukrainischen Marktes für Rohmilch werden unter Verwendung der Translog-Funktionsform verschiedene Modelle für das Angebot von Rohmilch ökonometrisch getestet und miteinander verglichen. Dabei werden die Ergebnisse für die Angebotselastizitäten (wie Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten, Angebotselastizitäten des fixen Faktors) und die Rate des technischen Fortschritts dargestellt und diskutiert.

Da das Marktstrukturmodell einerseits ein System simultaner Gleichungen bildet, und andererseits nicht-linear in den Parametern ist, werden simultane nicht-lineare Schätzmethoden angewandt. Hierzu wird in Kapitel 7 eine Übersicht über die Methoden gegeben, die in der empirischen Forschung zur Messung von Marktmacht angewandt werden. Bevor die in dieser Arbeit verwendeten Methoden erläutert werden, wird das Marktstrukturmodell angesichts der Schätzergebnisse zur Angebots- und Produktionsfunktion spezifiziert. Danach werden die Schätzergebnisse dargestellt. Dabei werden zwei alternative Marktstrukturmodelle geschätzt, die sich in der Berücksichtigung von Restriktionen für den Marktmachtparameter unterscheiden. Während das erste Marktstrukturmodell den Bedingungen für vollständigen Wettbewerb entspricht, liefert das zweite Modell die Ergebnisse zur ökonometrischen Schätzung des Marktmachtparameters auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Schließlich wird in Kapitel 7 eine Zusammenfassung zur ökonometrischen Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch gegeben. Dabei werden die Schätzergebnisse mit den Ergebnissen der deskriptiven Analyse zur Messung der Konzentration der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie verglichen. In Kapitel 8 wird die Arbeit zusammengefasst. Hierbei wird versucht, aus den Ergebnissen des deskriptiven und des analytischen Teils der Arbeit Schlussfolgerungen bezüglich der Anwendbarkeit des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft zu ziehen.

2 DESKRIPTIVE ANALYSE DES UKRAINISCHEN MILCHWIRTSCHAFTSSEKTORS

2.1 Ausgangssituation und Änderung der Rahmenbedingungen in den 90er Jahren

Die Darstellung der Ausgangssituation in der ukrainischen Milchwirtschaft in den 90er Jahren dient als Grundlage für die nachfolgende ökonometrische Modellanalyse des Angebots von Rohmilch, der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sowie der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Die Transformationsprozesse in der ukrainischen Landwirtschaft, insbesondere die Privatisierung der landwirtschaftlichen Kollektiv- und Staatsbetriebe bzw. der ehemaligen Kolchosen und Sowchosen, sind in zahlreichen Forschungsarbeiten beschrieben und diskutiert worden (vgl. LISSITSA, 2002; GEVEL, 2002; ZORYA, 2003). Ihre Beschreibung ist somit bewusst kurz gehalten worden. Im folgenden werden vor allem die wichtigsten Charakteristika des Transformationsprozesses, u.a. die Veränderung der institutionellen Rahmenbedingungen im Milchwirtschaftssektor, die Privatisierung der Milchverarbeitungsbetriebe und die Preisliberalisierung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft, die einen Einfluss auf die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sowie auf die Entwicklung der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch haben können, erörtert und vergleichend zur vorliegenden Analyse eingeordnet.

Nach dem Zusammenbruch der Sowjetunion hatte ein neuer unabhängiger Staat, die Ukraine, das alte Planwirtschaftssystem zu reorganisieren, um ein Marktwirtschaftssystem aufzubauen. Wie in der ganzen Volkswirtschaft der Ukraine, begann auch ein Umwandlungsprozess in der ukrainischen Milchwirtschaft. Zum Verständnis der Ausgangssituation in der Milchwirtschaft Anfang der 90er Jahre sowie der Verhaltensweisen und der Leistungsfähigkeit der Erwerbstätigen, die durch die Planwirtschaft bestimmt waren und mit dem Transformationsprozess sich völlig neu entwickelt haben, müssen vorab die für diesen Sektor maßgeblichen Rahmenbedingungen betrachtet werden. Zunächst werden die allgemeinen ordnungspolitischen Prinzipien der Zentralverwaltungswirtschaft im Hinblick auf die Produktionsplanung und Ressourcenallokation in der Milchwirtschaft vor dem Beginn des Transformationsprozesses in der Ukraine dargestellt. Dazu werden die administrativen Grundsätze der Preisfestsetzung in

der Milchwirtschaft und die Preisliberalisierung erörtert. Danach werden das gesellschaftliche bzw. staatliche Eigentum an den Produktionsmitteln und die Privatisierung des Staatseigentums im ukrainischen Milchwirtschaftssektor analysiert. Schließlich werden die Besonderheiten der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine im Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft erläutert⁷.

2.1.1 Staatlich zentralgeleitetes Planwirtschaftssystem

Charakteristisch für die Planwirtschaft war, dass die Entscheidungen über Produktion, die Liefer- und Absatzbeziehungen und die Ressourcenallokation in der Volkswirtschaft nicht nach Maßgabe der relativen Preise erfolgten, sondern durch den sogenannten Fünfjahresplan, der zuerst von dem Ministerrat der Ukrainischen Sowjetischen Republik verordnet wurde⁸, dann als Gesetz vom Obersten Sowjet verabschiedet wurde⁹. Durch Verabschiedung des Fünfjahresplans durch den Obersten Sowjet der Ukrainischen Sowjetischen Republik wurden der Produktionswert der Güter festgelegt und eine Produktionssteigerung in Prozent zum Vorjahr bestimmt¹⁰. Seinerseits verordnete der Ministerrat den Fünfjahresplan aufgrund der Zustimmung der Planungsbehörden (Staatsplanungskomitee, Staatspreiskomitee, Finanzministerium) für die Verwaltungsbehörden (Staatskomitee des Agrar-Industriellen Komplexes, Ministerium der Fleisch- und Milchindustrie und andere) und die Gebietsverwaltung, wobei alle Produktions- und Anlieferungspläne der einzelnen Wirtschaftssektoren der ganzen Volkswirtschaft miteinander verknüpft werden sollten. Im Bereich der Milchwirtschaft betraf dies die wirtschaftliche Tätigkeit von Betrieben, die (1) zum vorgelagerten Bereich (Betriebe für die Herstellung von material-technischen Produktionsmitteln); (2) zur Landwirtschaft; (3) zur Milchverarbeitungsindustrie und (4) zum Handelssektor gehörten. Die Liefer- und Absatzbeziehungen zwischen Milcherzeugern und Betrieben der Milchverarbeitungsindustrie wurden dabei wie

⁷ Ein Überblick zum Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft in der russischen Ernährungsindustrie wurde in der Studie von WANDEL (2001) gegeben.

⁸ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 11. Juli 1986 Nr. 250 *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik in den Jahren 1986-1990"*. Zur Darstellung der Funktionsweise des Planwirtschaftssystems im Bereich der Milchwirtschaft der Ukraine wird hier und in den folgenden Fußnoten nur auf Verordnungen und Gesetzestexte aus der Periode unmittelbar vor dem Übergang zur Marktwirtschaft verwiesen.

⁹ Vgl. Gesetz der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 12. Juli 1986 Nr. 2515-XI *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik in den Jahren 1986-1990"*.

¹⁰ Vgl. VO des Obersten Sowjets der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Dezember 1989 Nr. 8465-XI *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik im Jahr 1990"*.

folgt geregelt. Die zentrale Planungsbehörde, das Staatsplanungskomitee, plante im Staatsplan der wirtschaftlichen und sozialen Entwicklung die Produktions- und Lieferpläne. Der Ministerrat genehmigte diesen Staatsjahresplan und motivierte die Erfüllung von Plänen und Sozialverpflichtungen und die Steigerung der Produktion und der Lieferung von landwirtschaftlichen Erzeugnissen und ihrer Qualität sowie die Sicherstellung von hohen Produktionsergebnissen in diesem Bereich durch verschiedene Maßnahmen des sozialistischen Wettbewerbs zwischen Rayon- und Gebietsverwaltungen¹¹. Die lokale Landwirtschaftsverwaltung auf der Rayonebene, die sogenannte RAPO (Agrarindustrielle Verreinigung des Rayons), belieferte die landwirtschaftlichen Kollektiv- und Staatsbetriebe mit Produktionsressourcen wie Zuchttiere, Agrartechnik, Betriebsstoffe, Dünge- und Pflanzenschutzmittel sowie mit anderen landwirtschaftlichen Produktionsmitteln. Es wurden Lieferungsaufgaben und -bedingungen nach dem Rayonproduktions- und Lieferungsplan von landwirtschaftlichen Erzeugnissen für die landwirtschaftlichen Staats- und Kollektivbetriebe von den örtlichen Verwaltungsbehörden sowie von den Milchverarbeitungsbetrieben festgelegt. Dabei waren die landwirtschaftlichen Betriebe bei der Lieferung von Milch und anderen landwirtschaftlichen Erzeugnissen gebunden an die Verarbeitungsbetriebe des Rayons. Der Staat kaufte die Rohmilch von den landwirtschaftlichen Milcherzeugern auf und verteilte sie dann an die Milchverarbeitungsbetriebe. Den Einkauf führten entweder eigens eingerichtete Einkaufsorganisationen oder die Milchverarbeitungsbetriebe selbst durch. Die staatlichen Betriebe der Milchverarbeitungsindustrie lieferten die Molkereiprodukte zum festgesetzten Absatzpreis an die Einzelhandelsbetriebe des Handelsministeriums oder des Konsumgenossenschaftsverbands¹².

2.1.2 Staatliches Preissystem und Preisliberalisierung

In der Planwirtschaft existierte ein stark reglementiertes staatliches Preis- und Tarifsystem¹³ (vgl. SCHPYCHAK et al., 2002, S. 301). Die Preise für landwirtschaftliche Betriebsmittel (Futtermittel, Maschinen, Dünge- und Pflanzenschutzmittel usw.), die Einkaufspreise für landwirtschaftliche

¹¹ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 6. Mai 1990 Nr. 107 *"über Ergebnisse des republikanischen sozialistischen Wettbewerbs zwischen Rayon- und Gebietsverwaltungen für die Erfüllung im Jahr 1990"*.

¹² Vgl. VO des Zentralkomitees der kommunistischen Partei der Ukraine und des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 9. September 1986 Nr. 322 *"über die Vervollkommnung der Planung, der wirtschaftlichen Stimulierung und der Verwaltung in Staatshandel und Konsumgenossenschaft"*.

¹³ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 15. Juli 1988 Nr. 179 *"über Neugestaltung der Großhandelspreise und Tarife in der Industrie und anderen Branche der Volkswirtschaft"*.

Erzeugnisse¹⁴ (u.a. für Rohmilch) und die Einzelhandelspreise für Lebensmittel (u.a. für Milch und Milchprodukte)¹⁵ wurden von dem Ministerrat der Ukrainischen Sowjetischen Republik administrativ mit der Zustimmung des Preisstaatskomitees festgelegt. Als Folge spiegelten die Preise im planwirtschaftlichen System keine relativen Knappheiten und Kosten wider.

Da es damals in der Ukraine zwei Staatsstandards mit unterschiedlichen Milchqualitätsorten gab, wurden im Anhang zur Verordnung des Ministerrats¹⁶ bestimmte staatliche Aufkaufpreise festgesetzt. Es gab zwei Milchqualitätsstandards. Die Qualitätsanforderungen des sogenannten Standards GOST 13264–70 waren etwas niedriger als des Standards GOST 13264–88. Da die Qualitätsanforderungen unterschiedlich waren, wurden auch die Preise nach den Qualitätsmerkmalen unterschiedlich festgesetzt. Zum Beispiel wurde durch die Verordnung des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik Nr. 296 vom 1. Oktober 1990 beschlossen, ab 1. Januar 1991 für die landwirtschaftlichen Kollektiv- und Staatsbetriebe, die Bauern- und Hauswirtschaften folgende staatliche Aufkaufpreise für Milch und Rahm des Milchqualitätsstandards GOST 13264–70 festzusetzen (vgl. Tabelle 2.1).

**Tabelle 2.1: Staatliche Aufkaufpreise für Milch und Rahm
(GOST 13264–70) ab 1. Januar 1991**

Für eine Tonne Milch mit dem Basisfettgehalt, Rubel			Für 10 % Fett in 1 kg Rahm, Kopeken
Sorte I ¹⁾	Sorte II	Unsortiert	
580	520	410	160

Quelle: Verordnung des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Oktober 1990 Nr. 296 *"über neue Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse"*.

Anm.: ¹⁾ Bei dem Ankauf von Milch der Sorte I, die bei der Molkereiaufnahme die Temperatur von 10°C nicht überstieg, war ein Preiszuschlag von 15 Rubel pro Tonne Milch zu zahlen.

Die Aufkaufpreise für Milch und Rahm basierten auf den Produktionskosten, die das Staatskomitee des Agrarindustriellen Komplexes errechnete. Zudem waren sie regional gestaffelt, um die unterschiedlichen Produktionsbedingungen

¹⁴ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Oktober 1990 Nr. 296 *"über neue Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse"*.

¹⁵ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 28. Februar 1991 Nr. 53 *"über Einzelhandelspreise für einzelne Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen"*.

¹⁶ Zu den Unterschieden zwischen den beiden Milchqualitätsstandards GOST 13264–70 und GOST 13264–88 vgl. Abschnitt 2.3.6.

zu berücksichtigen¹⁷. Zu einem Basispreis kamen unterschiedliche Qualitätszuschläge hinzu, nämlich für Milch der "höchsten" und der "Sorte I" nach den Standards GOST 13264–70 und GOST 13264–88¹⁸, für gekühlte Milch sowie Preiszuschläge- und -abschläge für einen Fett- und Einweißgehalt, der höher oder niedriger als die Basisnorm war. Der Preisunterschied zwischen Aufkaufpreisen der Sorte I und der sogenannten unsortierten Milch des Milchqualitätsstandards GOST 13264–70 war relativ klein (vgl. Tabelle 2.1).

Im Gegensatz zu dem waren die Preisunterschiede des zweiten Milchqualitätsstandards GOST 13264–88 deutlich höher (vgl. Tabelle 2.2).

**Tabelle 2.2: Staatliche Aufkaufpreise für Milch und Rahm
(GOST 13264–88) ab 1. Januar 1991**

Für eine Tonne Milch mit dem Basisfettgehalt, Rubel ¹⁾				Für 10 % Fett in 1 kg Rahm, Kopeken ²⁾
Milch			Pasteurisierte Milch	
Höchstsorte	Sorte I	Sorte II		
750	630	490		
			200	160

Quelle: Verordnung des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Oktober 1990 Nr. 296 "über neue Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse".

Anm.: ¹⁾ Für Milch, die bei der Molkereiaufnahme die Temperatur von 10°C und bei der Hofaufnahme von 6°C überstieg, war ein Preisabschlag von 10 Rubel pro Tonne Milch vorzunehmen. ²⁾ Für je 0,1 % Überschreitung (Unterschreitung) des Fett- und Einweißgehaltes der Basisnorm war ein Preisaufschlag (Preisabschlag) von 3 % zum Preis der Sorte I vorzunehmen.

Da die Qualitätsanforderungen des zweiten Milchqualitätsstandards sowohl innerhalb des Standards als auch im Vergleich zu dem Milchqualitätsstandard GOST 13264–70 etwas höher waren, lag der Preisunterschied zwischen den Aufkaufpreisen vergleichsweise höher.

Das Staatspreiskomitee, die Ministerien und Behörden der Republik, die Gebietsverwaltungen sowie branchenübergreifende Einrichtungen und Vereinigungen hatten die Preisgestaltung und die Anwendung der Einzelhandelspreise für Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen zu kontrollieren¹⁹. Nach Angaben von SCHPYCHAK (1999, S. 114) sind im Laufe der Jahre 1966–1990 die staatlichen Einzelhandelspreise für Milch und Milchprodukte sowie für andere Lebensmittel praktisch konstant geblieben (vgl. Tabelle 2.3).

¹⁷ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 12. April 1991 Nr. 88 "über zusätzliche Stimulierung durch Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse".

¹⁸ Vgl. Anordnung des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 25. März 1991 Nr. 87 "über Preiszuschlag zu dem Aufkaufpreis für Rohmilch".

¹⁹ Vgl. Fußnote 15.

SCHPYCHAK (1999, S. 115) weist darauf hin, dass vor dem Transformationsprozess die Einzelhandelspreise auf Stadtmärkten wesentlich höher waren als die staatlich festgesetzten Preise in den Handelsketten. Außerdem waren die Preise in den Handelsketten wesentlich niedriger als die Produktions- und Absatzkosten.

Tabelle 2.3: Staatliche Einzelhandelspreise für Milch und Milchprodukte

Jahre	Im Durchschnitt der Teilperiode, Sowjetische Rubel pro 1 kg		
	Konsummilch	Butter	Hartkäse
1966-1970	0,23	3,31	1,75
1986-1990	0,25	3,34	2,19

Quelle: Eigene Darstellung anhand von SCHPYCHAK (1999, S. 114)

Die Preisliberalisierung begann in der Ukraine mit der Einführung des Gesetzes über Preise und Preisbildung²⁰. Ab 1. Januar 1991 trat dieses Gesetz in Kraft, und die Preise wurden aufgrund dieses Gesetzes für alle Betriebe und Organisationen unabhängig von den Betriebsformen freigegeben. Dadurch entstand ein Markt, der den landwirtschaftlichen Betrieben, und zwar sowohl den Kolchosen als auch Sowchosen, sowie den staatlichen Milchverarbeitungsbetrieben ermöglichte, erstmals eigenständig unternehmerisch tätig zu werden. Allerdings sieht dieses Gesetz auch eine Preisbildungspolitik als Bestandteil der Wirtschafts- und Sozialpolitik der Ukraine vor. In Anlehnung an Artikel 3 dieses Gesetzes sollen mit der Preisbildungspolitik folgende Ziele erreicht werden²¹:

- Schaffung von gleichen ökonomischen Bedingungen und Anreizen für die Entwicklung aller Eigentumsformen, der wirtschaftlichen Selbständigkeit von Betrieben, Organisationen und der Regionen der Ukraine;
- Gewährleistung *"bilanzierter"* Märkte für Produktionsmittel, Güter und Dienstleistungen;
- Verhinderung monopolistischer Trends in der Herstellung von Erzeugnissen, Waren und Dienstleistungen;
- Schaffung *"objektiver"* Preisverhältnisse für Industrie- und Landwirtschaftsgüter, um eine *"Äquivalenz des Austausches"* zu sichern;
- Erweiterung des Anwendungsbereichs von freien Preisen;
- Steigerung der Produktqualität;

²⁰ Vgl. Gesetz der Ukraine vom 3. Dezember 1990 Nr. 507-XII *"über Preise und Preisbildung"*.

²¹ Einige Formulierungen im Gesetzestext lassen noch eine Verhaftung des Gesetzgebers in planwirtschaftlichem Denken erkennen, so z.B. die Begriffe *"bilanzierte Märkte"* und *"objektive"* Preisverhältnisse.

- Sozialgarantien, in erster Linie für niedrigbezahlte und sozial schwache Bürger, einschließlich Kompensation für die Preis- und Tarifsteigerung;
- Schaffung von wirtschaftlichen Garantien für die Produzenten;
- Orientierung der Preise des Binnenmarktes am Niveau des Weltmarktes.

Mit Einführung dieses Gesetzes wurde versucht, nicht nur die Preise, sondern auch die wirtschaftlichen Beziehungen zwischen den Betrieben des Landwirtschafts-, Industrie- und Handelssektors zu liberalisieren. Im Gegensatz zu planwirtschaftlichen Beziehungen sollen marktwirtschaftliche Beziehungen auf der Basis von Liefer- und Handelsverträgen zwischen den Wirtschaftspartnern aufgebaut werden.

Seit Beginn der Liberalisierungsprozesse ist zum einen ein starker Rückgang in der Erzeugung, Verarbeitung und im Verbrauch von Milch und Milchprodukten zu beobachten. Zum anderen ist einerseits eine drastische Erhöhung der Verbraucherpreise für Milch und Milchprodukte und andererseits eine starke Senkung der Auszahlungspreise für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsbetriebe festzustellen.

Fachleute führen diese Entwicklung der Milcherzeugung und -anlieferung auf die Tatsache zurück, dass die Milcherzeugung für landwirtschaftliche Betriebe aufgrund der niedrigen Auszahlungspreise für an die Milchverarbeitungsbetriebe angelieferte Milch unrentabel geworden ist. Die Ursache hierfür liegt insbesondere darin, dass die landwirtschaftlichen Inputpreise in weit höherem Maße gestiegen sind als die Auszahlungspreise für angelieferte Milch an die Milchverarbeitungsbetriebe. Vielfach ist dies als Ausdruck der Ausübung von Marktmacht seitens der Milchverarbeitungsindustrie gedeutet worden. Angesichts der Existenz der regionalen Zuordnung der landwirtschaftlichen Betriebe zu den Milchverarbeitungsbetrieben und damit der Konzentration der Verarbeitungsindustrie ist zwar die Vermutung von Marktmacht naheliegend, jedoch spricht die zu diesem Zeitpunkt vorherrschende große Unsicherheit über die Marktbedingungen eher dagegen anzunehmen, dass Marktmacht in optimierender, d.h. gewinnmaximierender Weise genutzt worden ist.

Die Liberalisierungsprozesse haben in der Ukraine die von 1992 bis 1994 dauernde Hyperinflation ausgelöst. Mit der Inflation entstanden so genannte Zahlungsprobleme, die in der Ukraine weit verbreitet waren. Die landwirtschaftlichen Betriebe erhielten Zahlungen für an die Milchverarbeitungsbetriebe angelieferte Milch sehr spät oder gar nicht²². Die gleichen Zahlungsprobleme hatten die Milchverarbeitungsbetriebe mit den staatlichen Einrichtungen (Krankenhäuser, Schulen, Kindergärten, Armee usw.) und den Einzel- bzw.

²² Zu diesen Zahlungsproblemen vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 114-115, 126).

Großhandelsunternehmen. Deswegen bauten viele Milchverarbeitungsbetriebe eigene Handelsgeschäfte auf, um die Lagerung und den Vertrieb von Milch und Milchprodukten an die Verbraucher zu organisieren. Dabei haben auch viele Milchverarbeitungsbetriebe Bartergeschäfte mit den landwirtschaftlichen Betrieben und den staatlichen Gas-, Strom- und Energielieferanten organisiert.

Trotz der Liberalisierung der Preise gab es bei der Preisgestaltung einiger Molkereiprodukte (Trinkmilch und Butter), die als Grundnahrungsmittel eingestuft wurden, gewisse Restriktionen (vgl. BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 118). Die Preise wurden vom Staat kontrolliert und gesetzlich reguliert. Gemäß der Verordnung²³ über neue staatliche Einzelhandelspreise für Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen wurden seit April 1991 die Einzelhandelspreise für Milch und Milchprodukte durch die Gebietsverwaltungen genehmigt und setzen sich aus den Produktionskosten und einem Gewinnaufschlag zusammen. Gemäß einer Verordnung des Ministerkabinetts der Ukraine²⁴ durften bis 1. Januar 1993 die Rentabilitätsraten bei Fleisch- und Milcherzeugnissen 10-12 % nicht übersteigen. Die Gewährung von Subvention hatte eine spezielle Aufgabe bei der Preisregulierung, wobei diese einen großen Teil des Staatsbudgets beanspruchten. Laut Verordnung²⁵ waren für die Einschränkung der Preissteigerung teilweise Subventionen für Fleisch-, Milch- und Fischerzeugnisse und andere wichtige Volkskonsumwaren zu zahlen. Subventionen des Staates glichen nicht nur Preisunterschiede aus, sondern hielten nach politischen Gesichtspunkten die Einzelhandelspreise für Lebensmittel administrativ niedrig. SCHPYCHAK (1999, S. 114) weist darauf hin, dass in sozialer Hinsicht die staatliche Subventionierung der Verbraucherpreise für Milch- und Fleischwaren und andere Lebensmittel für hochbezahlte Bevölkerungsschichten günstiger war als für niedrigbezahlte, weil das Verbrauchsniveau von diesen Produkten in der ersten Gruppe wesentlich größer als in der zweiten Gruppe war.

2.1.3 Staatseigentum und Privatisierung

Neben der zentralstaatlichen Produktionsplanung und der administrativ geplanten Preisfestsetzung existierte in der Sowjetunion Staatseigentum an Produktionsmitteln, das einen Einfluss auf die Entwicklung der Marktstruktur und der Preisbildung auf den Agrar- und Ernährungswirtschaftsmärkten im Transformationsprozess hatte²⁶. Anfang der 90er Jahre war die Agrarwirtschaft gemäß dem

²³ Vgl. VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 28. März 1991 Nr. 71 *"über neue Einzelhandelspreise für Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen"*.

²⁴ Vgl. VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 3. Oktober 1992 Nr. 557 *"über Maßnahmen bezüglich der Verbilligung der einzelnen Fleischwaren und der Milch und Milchprodukte"*.

²⁵ Vgl. Fußnote 23.

²⁶ WANDEL (2001) stellt anhand des Struktur-Verhalten-Ergebnis-Ansatzes fest, dass die Regierungspolitik einen Einfluss auf den Transformationsprozess hat. Dabei wurde die

Gesetz der UdSSR *"über Eigentum in der UdSSR"* der einzige Wirtschaftszweig, in dem drei Eigentumsformen, d.h. staatliches, kollektives und privates Eigentum, existierten²⁷.

Allerdings konnten die Mitglieder der Kollektivbetriebe und die Beschäftigten der Staatsbetriebe in dem ländlichen Raum privat Landwirtschaft betreiben, wenn auch in stark eingeschränktem Umfang. Diese private Form der landwirtschaftlichen Produktion, die sich in sogenannten Hauswirtschaften vollzog, existierte bis Anfang der 90er Jahre in Form von Nebenerwerbstätigkeit und hatte einen geringen Anteil an dem gesamten Einkommen. Seit Anfang der 90er Jahre haben sich viele Haushalte der Land- und Stadtbevölkerung intensiv mit der landwirtschaftlichen Produktion beschäftigt, so dass ihre wirtschaftliche Bedeutung für die Nahrungsmittelversorgung stärker geworden ist. Die Haushalte haben den Grund und Boden im Gegensatz zu den landwirtschaftlichen Betrieben im Privatbesitz. Gemäß dem Gesetz über Bodeneigentumsformen wurden ab 30. Januar 1992 neben dem Staateigentum an Boden auch kollektive und private Bodeneigentumsformen eingeführt²⁸. Bis Anfang 1992 war der Grund und Boden der landwirtschaftlichen Staats- und Kollektivbetriebe das Eigentum des Staates. Im Gegensatz zu den staatlichen Landwirtschaftsbetrieben gehörten die Betriebsmittel der kollektiven Betriebe jedoch den Kolchosmitgliedern. Dieser Unterschied war allerdings nur formaler Natur, da alle Entscheidungen über Produktion, Anlieferung, Verarbeitung und Verkauf von landwirtschaftlichen Erzeugnissen vom Staat getroffen wurden.

Die Milchverarbeitungsbetriebe befanden sich völlig in staatlichem Eigentum und waren dem Ministerium für Fleisch- und Milchindustrie untergeordnet. Vor der ukrainischen Regierung stand die schwierige Aufgabe, die staatlichen Betriebe, Einrichtungen und Organisation (u.a. des landwirtschaftlichen Milcherzeugersektors, des Milchverarbeitungssektors und des Handelssektors) zu privatisieren. Das Gesetz der Ukraine vom 4. März 1992 *"über Privatisierung des Staatseigentums"*²⁹ hat den Grundstein für den Beginn der Privatisierung des Staatseigentums in der Ukraine gelegt. Die Privatisierungsprozesse im Agrarindustriekomplex wurden von einer Reihe von Gesetzen und Verordnungen begleitet. Zunächst wurde durch Verordnung des Ministerkabinetts³⁰

Änderung des ordnungspolitischen Rahmens im Zuge des Übergangs von der Plan- zur Marktwirtschaft in Russland analysiert.

²⁷ Zu den Eigentumsformen in der Landwirtschaft vgl. LISSITSA (2002) sowie Abschnitt 2.3.7.

²⁸ Vgl. Gesetz der Ukraine vom 30. Januar 1992 Nr. 2073-XII *"über Bodeneigentumsformen"*.

²⁹ Vgl. Gesetz der Ukraine vom 4. März 1992 Nr. 2163-XII *"über Privatisierung des Staatseigentums"*.

³⁰ Vgl. VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 13. Oktober 1992 Nr. 577 *"über Über-eignung des allgemeinstaatlichen Eigentums in Kommunaleigentum der Gebiete und der Stadt Sevastopol"*.

vom 13. Oktober 1992 das allgemeinstaatliche Eigentum dem Kommunaleigentum der Gebietsverwaltungen untergeordnet. In Übereinstimmung mit dem Ministerium für Entstaatlichung des Eigentums und Produktionsmonopolisierung und Staatseigentumsfonds sollte das allgemeinstaatliche Eigentum, d.h. die Betriebe der Lokalindustrie, des Bauwesens, Handels und Gaststättenwesens sowie der kommunalen Wohnungswirtschaften, die den dementsprechenden Ministerien, Behörden, Staatskonzernen und -korporationen sowie anderen Staatseinrichtungen gehören (u.a. die Milchverarbeitungsbetriebe des Agrarindustriellen Komplexes, des Staatskomitees für Ernährungsindustrie, des Staatskonzerns "Ukrmoloko", der regionalen Produktionsvereinigungen der Milchverarbeitungsindustrie und der staatlichen Gebietsassoziationen) bis 1. Dezember 1992 in Kommunaleigentum übereignet werden. Laut Verordnung des Ministerkabinetts³¹ vom 7. Dezember 1992 sollten alle Staatsbetriebe der Ernährungsindustrie, der Mehlgrützen- und Futterindustrie sowie Service, Bau und Handel und andere nicht-landwirtschaftliche Betriebe und Organisationen des Agrarindustriekomplexes in offenen Aktiengesellschaften reorganisiert werden. Durch Dekret des Ministerkabinetts³² vom 17. Mai 1993 wurde eine bestimmte Privatisierungsreihenfolge festgelegt. Für die Privatisierung der meisten staatlichen Betriebe war außerdem die Genehmigung des Ministerkabinetts nötig. Bei der Privatisierung der Betriebe der Milchverarbeitungsindustrie brauchte man diese Genehmigung nicht.

Angesichts unzureichender rechtlicher Rahmenbedingungen und schleppender Privatisierung der Betriebe des Agrarindustriekomplexes wurde durch Verordnung des Ministerkabinetts³³ vom 19. Januar 1994 versucht, die Privatisierungsprozesse in dem Agrarindustriekomplex zu beschleunigen. Im Jahr 1996 fand ein entscheidender Schub statt. Durch das Gesetz der Ukraine vom 10. Juli 1996 *"über Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriekomplex"* wurde die Privatisierung der Verarbeitungsindustrie ermöglicht. Es erlaubte die Gründung von Aktiengesellschaften und einen Kapitalbesitz der landwirtschaftlichen Erzeugerbetriebe von bis zu 51 % des Kapitalstocks der Verarbeitungsbetriebe. So erhoffte man sich eine stärkere Einflussnahme von privatwirtschaftlichem Engagement auf die bislang noch weitgehend staatlichen Unternehmen.

³¹ Vgl. VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 7. Dezember 1992 Nr. 686 *"über Genehmigung der Ordnung der Reorganisierung im Privatisierungsprozess in offenen Aktiengesellschaften"*.

³² Vgl. Dekret des Ministerkabinetts der Ukraine vom 17. Mai 1993 Nr. 51-93 *"über Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriekomplex"*.

³³ Vgl. VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 19. Januar 1994 Nr. 19 *"über Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriekomplex"*.

Diese Etappe der Privatisierung der Milchverarbeitungsbetriebe war allerdings nur ein erster Schritt, weil die Objekte von den Arbeitskollektiven gekauft wurden, ohne dass die neuen Besitzer das Recht auf Gebäude, Grund und Boden und Baugenehmigungen miterworben hätten. Dennoch konnte der Prozess der Privatisierung in den folgenden Jahren abgeschlossen werden. Man unterscheidet drei Etappen der Privatisierung: (1) Kleinprivatisierung, (2) mittlere Privatisierung, die bis Ende der 90er Jahre ging, und (3) die Privatisierung von Großbetrieben, den "industriellen Giganten", die Anfang 2000 begonnen hat und ihrem Abschluss entgegengeht. Die positiven Veränderungen, die sowohl in der Milchverarbeitungsindustrie als auch in anderen Industriebereichen eingetreten sind, wurden nicht durch die Arbeitskollektive, nicht durch Ausgabe von Privatisierungsscheinen (Voucher), sondern durch natürliche Privatisierung bewirkt. Unter natürlicher Privatisierung soll hier verstanden werden, dass die Betriebe durch einen Investoren gekauft worden sind, mit dem klaren Ziel der Gewinnerzielung. Hierbei ist deutlich, dass die Form der Privatisierung nicht einheitlich gewesen ist, so dass je nach den Eigentumsverhältnissen und den damit verbundenen Anreizstrukturen unterschiedliches Marktverhalten und somit auch unterschiedliche Marktergebnisse erwartet werden können.

2.1.4 Besonderheiten der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen

Die Privatisierung der Staatsbetriebe und die Liberalisierung der Preise und der planwirtschaftlichen Beziehungen führten zum Aufbau von neuen rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen für die Entwicklung marktwirtschaftlicher Beziehungen und Strukturen. Im Bereich der Milcherzeugung und -verarbeitung bewirkte die Privatisierung der landwirtschaftlichen Kollektiv- und Staatsbetriebe sowie der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe nicht nur eine Änderung der institutionellen und rechtlichen Rahmenbedingungen, sondern auch Änderungen der wirtschaftlichen, sozialen und produktionstechnischen Beziehungen. Durch die Privatisierung und das Entstehen eines Marktes eröffnete sich für landwirtschaftliche Milcherzeugungsbetriebe und die Betriebe der Milchverarbeitungsindustrie erstmals die Möglichkeit zu freiem unternehmerischen Handeln. Obwohl fast alle landwirtschaftlichen Kollektiv- und Staatsbetriebe sowie die staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe privatisiert worden sind³⁴, steht das Management nach Angaben von BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 108 und S. 126) unter wieder zunehmendem Einfluss der örtlichen Verwaltungen und kann kaum eigene Geschäftsentscheidungen treffen. Die Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen

³⁴ Zu Rechtsformen und Eigentumsverhältnisse in der Landwirtschaft vgl. Abschnitt 2.3.7 und in der Milchverarbeitungsindustrie vgl. Abschnitt 2.5.3.

Regierung (1999, S. 7) weist darauf hin, dass *"in großen Bereichen der ukrainischen Wirtschaft, z.B. im agro-industriellen Bereich ... die Unternehmen nicht nach Marktregeln (arbeiten), sondern administrativ – allerdings ohne ein sichtbares Gesamtkonzept – «geleitet» (werden)"*³⁵.

Vor allem wird aber durch das Gesetz der Ukraine vom 4. März 1992 *"über die Privatisierung des Staatseigentums"* und das Gesetz der Ukraine vom 10. Juli 1996 *"über die Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriellen Komplex"* der Spielraum für Unternehmensentscheidungen eingeschränkt. So geben die Gesetze den Mitarbeitern des Betriebes, der privatisiert wird bzw. privatisiert worden ist, soziale Garantien und verbieten den Unternehmen die Entlassung der Beschäftigten im Laufe von sechs Monaten nach der Privatisierung³⁶. Die Privatisierungsbehörden haben die Erfüllung dieser Gesetze im Auftrag der örtlichen Verwaltungsbehörden streng kontrolliert, da die Steuereinnahmen, die die örtlichen Behörden erhalten, sowohl nach Produktionsumfang als auch Beschäftigungsniveau der Betriebe in ihren Rayons berechnet werden. Dadurch wurden die Milchverarbeitungsbetriebe von den örtlichen Verwaltungsbehörden davon abgehalten, ihre Mitarbeiter zu entlassen (vgl. BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 118-119 und S. 126). *"Daher werden Betriebe unabhängig davon, ob sie Gewinn erzielen oder effizient sind, am Leben erhalten"* (BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 119).

Außerdem erschwert die kollektive Struktur der Milchverarbeitungsbetriebe eine Entlassung von Beschäftigten (vgl. BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 118). Auch verbieten die Gesetze den Unternehmen der Nahrungsmittelindustrie eine Änderung der Produktionsspezialisierung im Laufe von mindestens 10 Jahren³⁷. Daher sind die Milchverarbeitungsbetriebe unter diesen rechtlichen Rahmenbedingungen im Transformationsprozess weniger als technisch und ökonomisch effiziente Unternehmen, sondern vielmehr als soziale Organisationen zu sehen. Um Arbeitsplätze und das kommunale Steueraufkommen zu erhalten, verhindern lokale Verwaltungsbehörden das Ausscheiden von Milchverarbeitungsbetrieben, die nicht effizient sind, aus dem Wirtschaftsprozess. Sie sichern im Gegenteil auch den ineffizienten Milchverarbeitungsbetrieben durch die

³⁵ Zur wirtschaftspolitischen Lage in der Ukraine vgl. Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999).

³⁶ Vgl. das Gesetz der Ukraine vom 4. März 1992 Nr. 2163-XII *"über die Privatisierung des Staatseigentums"*, Paragraph 26 (*"Soziale Garantien für die Mitarbeiter des Betriebes, der privatisiert wird bzw. privatisiert worden ist"*).

³⁷ Vgl. das Gesetz der Ukraine vom 10. Juli 1996 Nr. 290/96-BP *"über die Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriellen Komplex"*, Paragraph 2 (*"Art der Privatisierung"*) und Paragraph 18 (*"Termin der Beibehaltung der Spezialisierung des Betriebes, der privatisiert wird"*).

Behinderung des regionalen Handels auf dem Markt für Rohmilch den Zugang zur Rohmilch.

Neben den rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen, die die unternehmerische Entscheidungsfreiheit belasten, existieren weitere Hindernisse, die die produktionstechnischen Beziehungen in der Milchverarbeitungsindustrie erschweren. Seit Anfang der 90er Jahre ist ein starker Rückgang der Rohmilchanlieferung an die Milchverarbeitungsindustrie von mehr als 14,9 Mio. t im Jahr 1991 auf 4,4 Mio. t im Jahr 2003 zu verzeichnen. Die Folge ist eine schwache Auslastung der Verarbeitungskapazitäten der Molkereien³⁸. Abgesehen davon waren die technischen, betrieblichen und sozialen Prozesse in der Milchverarbeitungsindustrie auch durch die lang anhaltende Energiekrise Ende der 90er Jahre in der Ukraine belastet³⁹. Nach Angaben des Direktors des Stromversorgungsunternehmens OAG "SUMYOBLENERGO" wurden zwölf von achtzehn Rayons des Gebietes SUMY zeitweilig nur von 24.00 bis 6.00 Uhr, d.h. sechs Stunden in der Nacht, mit Strom versorgt. In den südlichen Gebieten der Ukraine, u.a. im Gebiet KHERSON war die Lage der Energieversorgung noch problematischer. Im Gebiet Lwiw war die Situation etwas "besser", dort wurde die Stromversorgung sieben Stunden am Tag aufrechterhalten (vgl. SCHWAGULYAK-SHOSTAK, 1999). Die Notenergieanlagen in den Betrieben sind veraltet, so dass es oft zu Betriebsstörungen kam. Angesichts dieser Situation konnten z.B. die Verkehrsbetriebe, Milchverarbeitungsbetriebe, Brotfabriken und Wasserversorgungsbetriebe nicht ausreichend mit Strom versorgt werden, und die Industriebetriebe mussten ihre Beschäftigten in Zwangsurlaub⁴⁰ schicken (vgl. SCHWAGULYAK-SHOSTAK, 1999). Über die Unterbrechungen der Produktion hinaus wirken sich diese Störungen der Energieversorgung auch in anderer Hinsicht nachteilig auf die Unternehmenstätigkeit aus: Zum einen entstehen Schäden an den Produktionsanlagen und zum anderen ist die Auslieferung der Produkte nicht gewährleistet.

2.2 Struktur des Milchwirtschaftssektors der Ukraine

Die Milchwirtschaft umfasst alle Maßnahmen und Vorgänge sowie Betriebe und Einrichtungen, die sich mit der Erzeugung, der Erfassung, dem Transport, der Be- und Verarbeitung von Rohmilch und dem Absatz von Konsummilch und Milcherzeugnissen beschäftigen. Dadurch entstehen wirtschaftliche Beziehungen, die sich sowohl im Vergleich zu anderen Wirtschaftssektoren (wie z.B. Getreidewirtschaft) als auch im Vergleich zwischen verschiedenen Ländern unterscheiden. Der Unterschied zwischen den Ländern kann durch

³⁸ Zu Bedingungen auf dem Beschaffungsmarkt für Rohmilch vgl. Abschnitt 2.3.

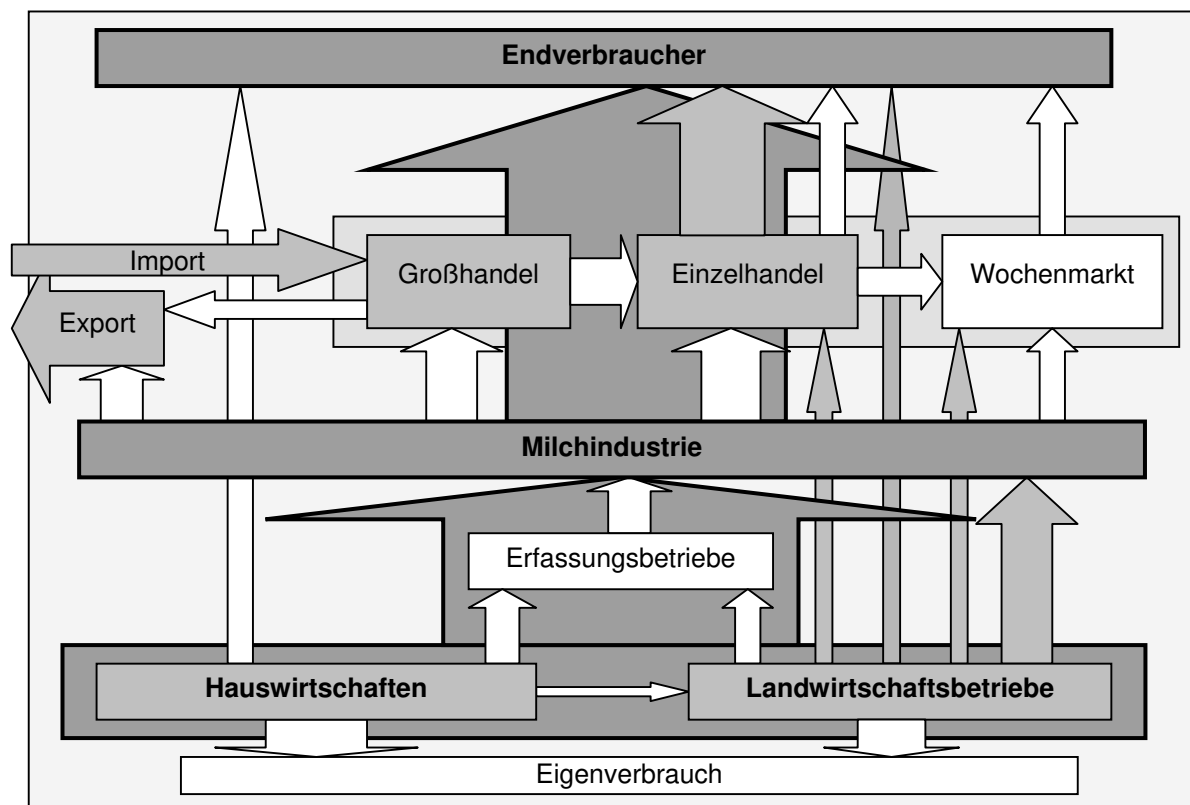
³⁹ Zur Energiekrise in der Ukraine vgl. Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999, S. 59-70).

⁴⁰ Vgl. Abschnitt 4.1.3 dazu.

verschiedene Wirtschaftssysteme bedingt sein. Da sich die Ukraine im Transformationsprozess von der Plan- zur Marktwirtschaft befindet, können die Beziehungen in der Agrar- und Ernährungswirtschaft etwas anders aufgebaut sein als in entwickelten Marktwirtschaften. *"Die Analyse der Strukturen und Entwicklungen in der Agrar- und Ernährungswirtschaft ... ist nur vor dem Hintergrund des Wirtschaftssystems möglich ..."* (WÖHLKEN, 1991, S. 15).

In einer schematischen Darstellung soll eine allgemeine Übersicht über wirtschaftliche Verflechtungen in der ukrainischen Milchwirtschaft gegeben werden (vgl. Übersicht 2.1).

Übersicht 2.1: Struktur des Milchwirtschaftssektors der Ukraine



□ Angaben standen nicht zur Verfügung.

Quelle: Eigene Darstellung.

Anm.: Pfeile in unterschiedlicher Dicke bedeuten mengenmäßige Lieferungen in unterschiedlichem Umfang (nicht maßstabsgetreu).

Es werden zum einen die statistischen Daten zu Erzeugung und Absatz von Rohmilch sowie zu Herstellung von Milch und Milcherzeugnissen verwendet, die vom Staatsstatistikkomitee der Ukraine erfasst worden sind. Zum anderen wurden eigene Beobachtungen und Erfahrungen im Milchwirtschaftssektor der Ukraine genutzt.

Wie in vielen anderen Ländern besteht die ukrainische Milchwirtschaft aus zwei großen Teilsektoren: (1) dem Milcherzeugungssektor und (2) dem Milchverarbeitungssektor bzw. der Milchverarbeitungsindustrie. In einem Industrieland wie Deutschland oder den USA ist außerdem an dieser Stelle ein dritter Teilsektor,

der Lebensmittelhandelssektor, ausgeprägt. Die Unternehmen im Handelssektor der Industrieländer sind im Vergleich zu den Transformationsländern wie der Ukraine sehr konzentriert. Obwohl sich dieser Sektor in der Ukraine seit Beginn des Transformationsprozesses nachhaltig verändert hat, bleibt die Unternehmenskonzentration im Handelssektor relativ klein. Mit dem Übergang zur Marktwirtschaft werden sich im ukrainischen Lebensmittelhandel vermutlich sowohl weitere Modernisierungs- und Umstellungsprozesse als auch Konzentrationsprozesse vollziehen.

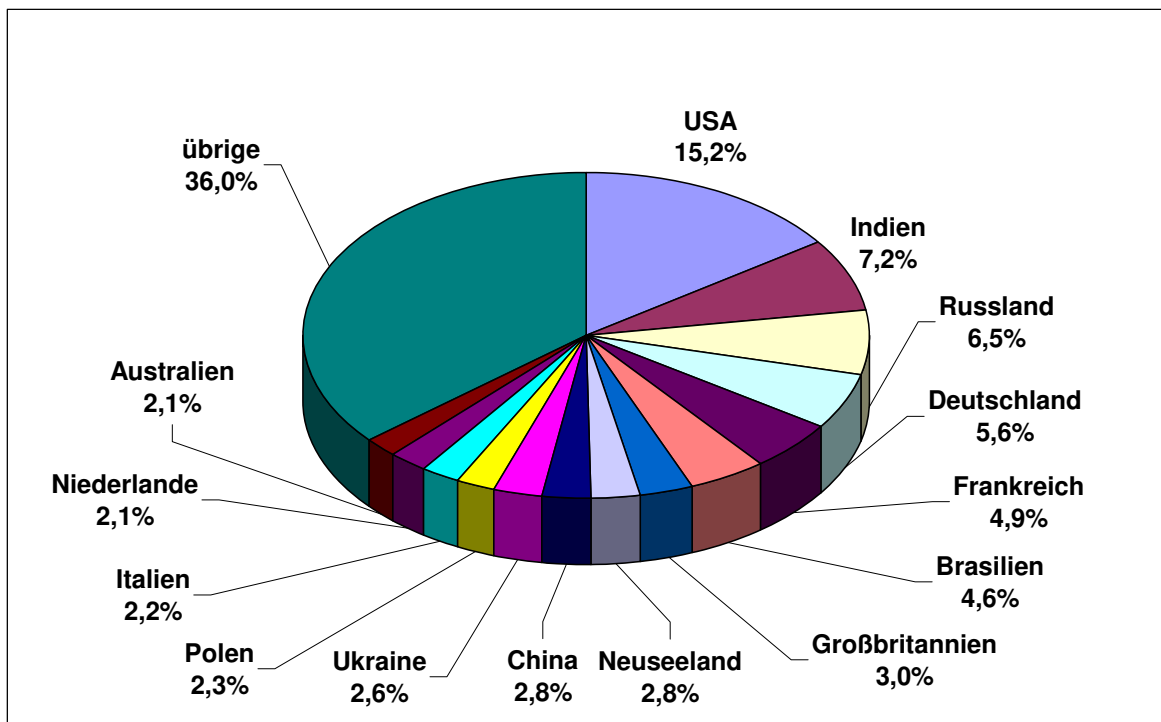
Im Gegensatz zu den meisten entwickelten Marktwirtschaften wird die Rohmilch in zwei Formen von Produktionseinheiten, und zwar in den landwirtschaftlichen Betrieben und in den sogenannten Hauswirtschaften erzeugt, verkauft bzw. verwendet. Dabei lässt sich aus der Übersicht erkennen, dass die Vermarktung in der ukrainischen Milchwirtschaft auf einer Vielzahl von verschiedenen Wegen erfolgt. Im Hinblick auf die Struktur des Milchwirtschaftssektors der Ukraine wird zunächst der Milcherzeugersektor deskriptiv analysiert.

2.3 Bedingungen auf dem Markt für Rohmilch

2.3.1 *Milcherzeugung*

Mit einer Kuhmilcherzeugung von ca. 13,4 Mio. t im Jahr 2003 gehörte die Ukraine zu den bedeutenden Milchproduzenten weltweit und erzeugte ca. 2,6 % der Weltproduktion, so dass die Ukraine nach den USA (77,3 Mio. t), Indien (36,5 Mio. t), Russland (32,8 Mio. t), Deutschland (28,4 Mio. t), Frankreich (24,6 Mio. t), Brasilien (23,3 Mio. t), Großbritannien (15,1 Mio. t), Neuseeland (14,4 Mio. t) und China (14,3 Mio. t) den zehnten Platz weltweit unter den Kuhmilchproduktionsländern einnimmt (vgl. Abbildung 2.1 und Tabelle A 6 im Anhang).

Im Vergleich zu anderen europäischen Ländern hat die Ukraine mit 4,5 Mio. Tieren noch heute den größten Milchkuhbestand vor Deutschland (4,4 Mio. Milchkühe), Frankreich (4,1 Mio. Milchkühe) und Großbritannien (2,2 Mio. Milchkühe) (vgl. Tabelle A 8 im Anhang). Die Angaben der Ernährungs- und Landwirtschaftsorganisation der Vereinten Nationen (FAO) zur Entwicklung der ukrainischen Milchwirtschaft im internationalen Vergleich von 1992 bis 2003 sind der Tabelle von A 6 bis A 9 im Anhang zu entnehmen.

Abbildung 2.1: Anteile an der Weltkuhmilchproduktion im Jahr 2003

Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben aus FAOSTAT.

Nach Angaben der FAO ist die Ukraine bis 1996 nach Russland, Deutschland und Frankreich das viergrößte und ab 1997 nach Großbritannien das fünfgrößte Milcherzeugerland innerhalb der europäischen Länder. Betrachtet man die Milcherzeugung je Einwohner, so ergeben sich markante Unterschiede zwischen den Ländern. So liegt die Pro-Kopf-Produktion der Ukraine als typischem Agrar-exportland zwischen 1999 und 2003 mit ca. 270 bis 290 kg etwa dreimal so hoch wie die durchschnittliche Weltmilcherzeugung pro Kopf von ca. 95 bis 98 kg (vgl. Tabelle A 10 im Anhang).

Die natürlichen und klimatischen Bedingungen für die Milcherzeugung sind in der Ukraine vergleichbar mit denjenigen in den geographisch zentralen Ländern der EU. Die Gebiete mit regionaler Milchproduktion und Konzentration der Milchviehhaltung liegen in der Ukraine gemäß den natürlichen Standortvoraussetzungen für stark flächengebundene Milchviehhaltung und erstrecken sich über die drei naturklimatischen Zonen Polissja (bzw. Mischwälder), Waldsteppe und Steppe des osteuropäischen Flachlandes⁴¹. Zu den Milchviehhaltungsgebieten

⁴¹ Die naturklimatischen Zonen verbreiten sich über das Land von Südwest nach Nordost. Die Mischwälderzone (bzw. Zone Polissja) mit Sauerboden und einer Jahresniederschlagsmenge von 600-700 mm liegt im Norden und im nordwestlichen Teil der Ukraine und verbreitet sich über sieben Verwaltungsgebiete (Volyn, Zakarpattja, Zhytomyr, Iwano-Frankiwsk, Lviv, Rivno, Tschernigiv). Die Waldsteppenzone schießt neun Verwaltungsgebiete (Vinnjtsa, Kiewer Gebiet, Poltava, Sumy, Ternopil, Kharkiw, Khmelnytsk, Tscherkassy, Tschernivtsy)

gehören ebenso ein Teil des Karpatengebirgslandes und die Halbinsel Krim mit dem Krimgebirge. In diesen Gebieten hat die Milchkuhhaltung trotz allgemeiner Bestandsabnahme anteilmäßig zugenommen, weil hier die Voraussetzung für Milchviehhaltung (ein hoher Anteil von Dauergrünland) erfüllt ist (vgl. Tabelle 2.4).

Tabelle 2.4: Bodennutzung nach naturklimatischen Zonen im Jahr 1997

Naturklimatische Zone		Fläche insgesamt	Bodenfläche	LN	Darunter:		
					Ackerland	Wiesen und Weiden	
						1000 ha	% ²⁾
Ukraine insgesamt	Tsd. ha	60355	46752	40710	32883	6819	16,8
Polissja (Waldzone)	Tsd. ha % ¹⁾	15043 24,9	9822 21,0	7699 18,9	5453 16,6	2104 30,9	27,3 –
Waldsteppenzone	Tsd. ha % ¹⁾	20292 33,6	16166 34,6	14293 35,1	11922 36,3	2058 30,2	14,4 –
Steppenzone	Tsd. ha % ¹⁾	25020 41,5	20764 44,4	18718 46,0	15508 47,2	2657 39,0	14,2 –

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für den Jahrgang 1997.

Anm: ¹⁾ In % zu insgesamt, ²⁾ In % zur LN.

Wiesen und Weiden haben einen Anteil von 16,8 % an den landwirtschaftlichen Nutzflächen in der Ukraine, wobei der Anteil von Dauergrünland in der Zone Polissja größer ist als in der Waldsteppe und in der Steppe. Außerdem wirken auch die geringen Niederschläge in den beiden letztgenannten Zonen limitierend für den Futterbau. Im Landesdurchschnitt wird eine Niederschlagsmenge von 450 mm pro Jahr erreicht, die höchsten Niederschläge werden in der Zone Polissja im Norden und die niedrigsten in der Steppe im Süden gemessen.

Innerhalb der ukrainischen Landwirtschaft spielt die Milchproduktion neben der Getreideproduktion eine bedeutende Rolle. Ihr Bruttoproduktionswert belief im Jahr 2003 auf rund 9,0 Mrd. UAH. Damit wurde 16,4 % des gesamten landwirtschaftlichen Produktionswertes erreicht, so dass der milchwirtschaftliche Produktionswert fast so groß war wie der der gesamten Getreideproduktion (9,1 Mrd. UAH), wobei die höchsten Anteile am gesamten Produktionswert mit 25,3 % an die Kartoffel- und Gemüseproduktion (14,0 Mrd. UAH) und mit 19,4 % an die Vieh- und Geflügelproduktion (10,7 Mrd. UAH) gingen (vgl. Tabelle 2.5).

der Zentralukraine ein. Die Steppenzone erstreckt sich auf südliche und südöstliche Verwaltungsgebiete (Dnipropetrovsk, Donetsk, Zaporizhja, Kyrovograd, Lugansk, Mykolaiv, Odessa, Kherson) und die Autonome Republik Krim.

Tabelle 2.5: Landwirtschaftliche Bruttoproduktion, 1991 bis 2003

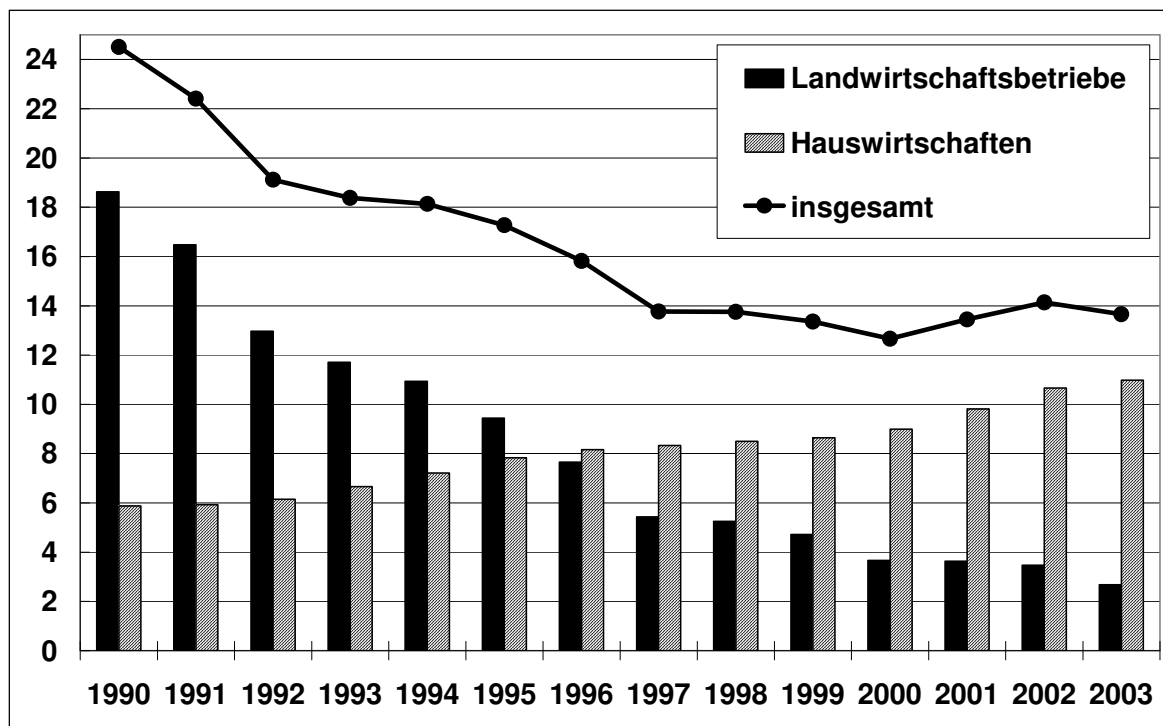
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Insgesamt¹⁾	42,5	39,0	39,6	33,0	67,8	61,3	60,3	54,5	50,7	55,7	61,4	62,1	55,3
Pfl. Produktion	18,2	18,5	20,7	15,8	38,4	35,0	37,1	30,7	27,6	33,6	37,8	37,2	31,9
Getreide	4,6	4,5	5,3	4,0	14,2	10,7	15,2	11,5	10,4	10,9	17,4	16,9	9,1
Techn. Pflanzen	3,1	2,6	2,7	2,2	5,2	4,2	3,5	3,2	3,3	3,7	3,4	3,7	4,1
Kartoffeln und Gemüse	4,9	5,8	6,4	5,1	11,2	13,0	11,8	11,6	10,1	14,2	13,1	12,7	14,0
Obst, Beeren und Wein	1,4	1,8	2,1	1,1	2,5	2,8	3,3	1,6	1,3	2,4	1,8	1,9	2,6
Futterpflanzen	3,8	3,2	3,3	2,5	4,0	3,2	3,3	2,5	2,0	2,0	2,0	1,8	1,7
Andere	0,4	0,6	0,8	0,9	1,3	1,2	0,1	0,3	0,4	0,5	0,1	0,1	0,3
Tierproduktion	24,3	20,5	18,9	17,2	29,4	26,4	23,1	23,7	23,2	22,1	23,6	24,9	23,4
Vieh und Geflügel	12,9	10,6	9,5	8,2	14,5	12,7	11,0	11,6	11,3	10,7	11,4	12,0	10,7
Milch	8,9	7,6	7,3	7,2	11,4	10,4	9,1	9,1	8,8	8,4	8,9	9,3	9,0
Eier	1,5	1,3	1,1	1,0	2,3	2,1	2,0	2,0	2,1	2,1	2,3	2,7	2,7
Wolle	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Andere	0,8	0,8	0,8	0,7	1,2	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8
Milchanteil, %	20,9	19,5	18,5	21,8	16,9	17,0	15,1	16,7	17,4	15,0	14,5	15,0	16,4

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Anm: ¹⁾ 1991 bis 1994 in Preisen des Jahres 1983, Mrd. Rubel; 1995 bis 2003 in Preisen des Jahres 2000, Mrd. UAH.

Hier ist deutlich zu sehen, dass der Anteil der Milchproduktion an der Gesamtproduktion der Landwirtschaft um ca. 5 Prozentpunkte zurückgegangen ist. Während Anfang der 90er Jahre der Anteil der Milchproduktion an der Gesamtproduktion zwischen 19 % und 22 % lag, liegt er seit Mitte der 90er Jahre zwischen 15 % und 17 %. Der Grund dafür ist der starke Rückgang der Milcherzeugung. Seit Beginn des Transformationsprozesses durch die Privatisierungsprozesse in der gesamten Volkswirtschaft der Ukraine, durch strukturelle Anpassungen an die neuen politischen und ökonomischen Rahmenbedingungen und an den internationalen Markt hat sich die gesamte Milcherzeugung in der Ukraine rückläufig entwickelt und erreichte im Jahr 2000 ihren tiefsten Stand.

Die Gesamtmilchproduktion ging von mehr als 24,5 Mio. t im Jahr 1990 auf 13,7 Mio. t im Jahr 2003 zurück und machte nur noch 55,7 % im Vergleich zum Jahr 1990 aus. Der negative Trend ist auf den deutlichen Produktionsrückgang in den landwirtschaftlichen Betrieben zurückzuführen. Während es bei den individuellen Hauswirtschaften ein Anstieg von 5,9 Mio. t (1990) auf 10,9 Mio. t (2003) gab, was fast doppelt so viel war (187 %) wie 14 Jahre zuvor, ist ein Rückgang bei den landwirtschaftlichen Betrieben von 18,6 Mio. t (1990) auf 2,8 Mio. t (2003) eingetreten, was nur noch 14 % des Jahres 1990 entspricht (vgl. Abbildung 2.2).

Abbildung 2.2: Milcherzeugung in der Ukraine 1990 bis 2003, Mio. t

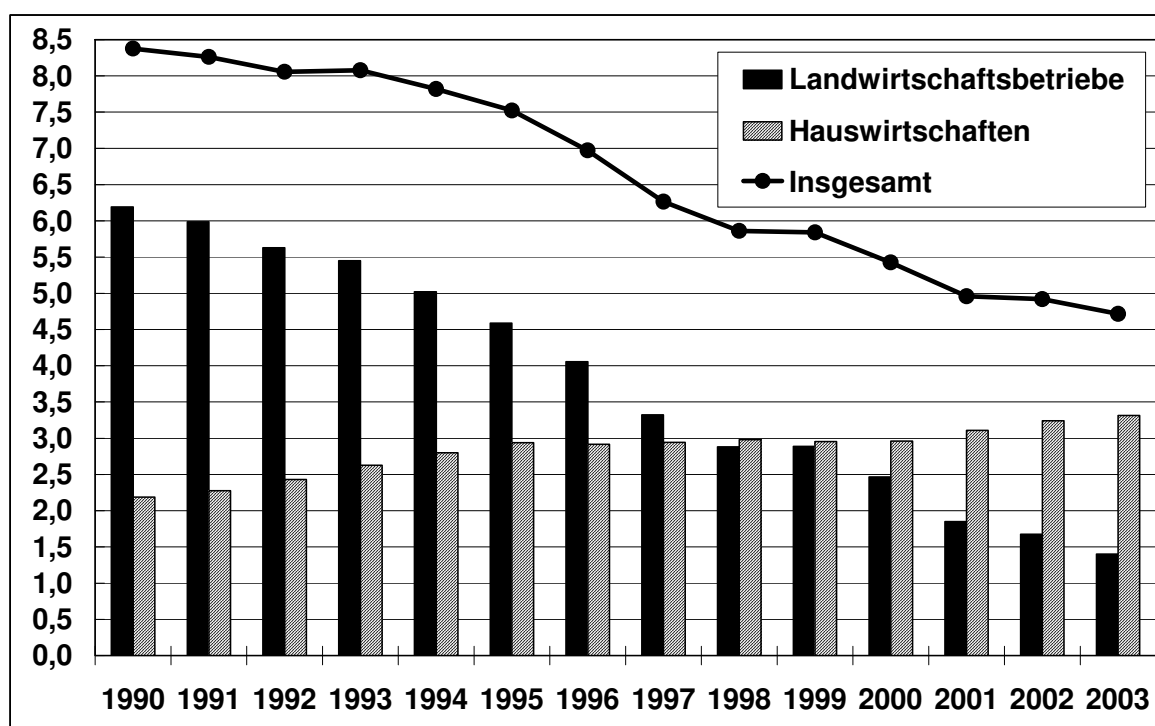
Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSSSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Traditionell haben die individuellen Hauswirtschaften im ländlichen Raum für die eigenen Bedürfnisse Milch erzeugt. Der Produktionsanteil der individuellen Hauswirtschaften lag bis Anfang der 90er Jahre unter 25 % der gesamten Milchproduktion. Mit dem starken Produktionsrückgang bei den landwirtschaftlichen Betrieben stieg der Anteil der individuellen Hauswirtschaften und erreichte im Jahr 2003 mehr als 80 % der gesamten Milchproduktion. Dies wurde in erster Linie durch die Steigerung des Milchkuhbestands und der Milchleistung bei den Hauswirtschaften verursacht.

2.3.2 Milchkuhbestand und Milchleistung

Zwischen 1990 und 2003 nahm der Milchkuhbestand um über 3,7 Mio. Milchkuhe ab. Trotz eines Anstiegs der Kuhbestände bei den individuellen Hauswirtschaften von 2,2 Mio. auf 3,3 Mio. Milchkuhe, was eine Steigerung um 51,6 % bedeutet, ist es insgesamt zu einem Rückgang gekommen, da in den landwirtschaftlichen Betrieben ein Milchkuhbestandsrückgang von 6,2 auf 1,4 Mio. Milchkuhe festzustellen ist, was einer Verminderung um 87,4 % bzw. 4,8 Mio. Milchkuhe entspricht (vgl. Abbildung 2.3). Damit ist der Anteil der Milchkuhe in den individuellen Hauswirtschaften von 26,1 % auf 70,3 % der gesamten Herdengröße angestiegen, was eine Verlagerung der Milcherzeugung aus den landwirtschaftlichen Betrieben in individuelle Hauswirtschaften bedeutet.

Abbildung 2.3: Milchkuhbestand in der Ukraine 1990 bis 2003, Tsd. Milchkühe



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Neben der Größe des Milchkuhbestandes ist die Milchleistung je Kuh ein signifikanter Bestimmungsfaktor für Effizienz der Milchproduktion. Die Milchleistung je Kuh hat einen bedeutenden Einfluss auf das finanzielle Ergebnis der Milchproduktion.

Tabelle 2.6: Milchleistung im Jahresdurchschnitt 1990 bis 2003, kg pro Milchkuh

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Alle ¹⁾	2863	2662	2304	2273	2240	2204	2103	1988	2219	2358	2359	2709	2873	2887
LB ²⁾	2941	2668	2177	2099	2031	1908	1706	1389	1646	1719	1588	2071	2199	2043
HW ³⁾	2637	2645	2634	2671	2666	2722	2702	2780	2834	2868	2960	3068	3198	3220
Änderung in % zu 1990														
Alle	100,0	93,0	80,5	79,4	78,2	77,0	73,5	69,4	77,5	82,4	82,4	94,6	100,3	100,8
LB	100,0	90,7	74,0	71,4	69,1	64,9	58,0	47,2	56,0	58,4	54,0	70,4	74,8	69,5
HW	100,0	100,3	99,9	101,3	101,1	103,2	102,5	105,4	107,5	108,8	112,2	116,3	121,3	122,1
in % zu insgesamt														
Alle	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
LB	102,7	100,2	94,5	92,3	90,7	86,6	81,1	69,9	74,2	72,9	67,3	76,4	76,5	70,8
HW	92,1	99,4	114,3	117,5	119,0	123,5	128,5	139,8	127,7	121,6	125,5	113,3	111,3	111,5

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: ¹⁾ Insgesamt in beiden Erzeugergruppen (landwirtschaftliche Betriebe und Hauswirtschaften), ²⁾ Landwirtschaftliche Betriebe, ³⁾ Hauswirtschaften.

Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees ging die durchschnittliche Milchleistung nach 1990 zunächst ebenfalls zurück, hat sich aber seit 1997 stetig

verbessert und erreichte im Jahr 2003 das Niveau von 14 Jahren zuvor und betrug 2887 kg pro Milchkuh (vgl. Tabelle 2.6). Damit lag sie höher als das durchschnittliche Weltniveau aber noch deutlich unter dem Niveau der europäischen Länder wie z.B. Deutschland (vgl. Tabelle A 9 im Anhang). Während es bei den individuellen Hauswirtschaften in diesem Zeitraum einen Anstieg von 2637 auf 3220 kg pro Milchkuh (um 22,1 % bzw. um 583 kg/Kuh) gab, ging die Milchleistung in den landwirtschaftlichen Betrieben von 2941 auf 2043 (um 31,5 % bzw. um 898 kg/Kuh) zurück.

2.3.3 Kostenstruktur der Tierhaltung und Futtermittelverbrauch

Die Milchleistung wiederum hängt von der Futterversorgung der Kuh ab, die in die Kostenstruktur der Milchviehhaltung bzw. Milcherzeugung eingeht (vgl. WÖHLKEN, 1991, S. 301 und KOESTER, 1992, S. 92). Wie Tabelle 2.7 zeigt, ist der Anteil der Futterkosten an den gesamten Produktionskosten in der Tierhaltung der landwirtschaftlichen Großbetriebe relativ groß. Er macht ca. 50 % der Gesamtkosten und 70 % der Materialkosten aus.

Tabelle 2.7: Kostenstruktur der Tierhaltung in Großbetrieben in ausgewählten Jahren, %

Kostenarten	1990	1998	2000	2001	2002
Lohn	32,3	13,9	14,8	15,7	15,7
Sozialausgaben	0,6	6,2	0,7	0,4	0,5
Material:	56,2	64,0	70,2	72,5	74,9
Futter	46,2	44,9	48,0	52,0	54,8
Betriebsstoffe	1,3	4,7	7,4	6,2	5,2
Energie	0,8	3,7	3,9	3,6	3,6
Brennstoff	0,4	0,4	0,4	0,4	0,6
Ersatzteile	2,6	4,3	4,3	4,3	3,9
Andere Materialien	2,3	1,9	2,1	2,5	2,8
Dienstleistungen	2,5	4,1	4,1	3,6	4,1
Abschreibung	8,2	11,2	8,6	5,8	4,4
Sonstige Kosten	2,7	4,7	5,7	5,6	4,5
Insgesamt	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für die Jahrgänge 1998 (S. 35), 2000 (S. 35), 2001 (S. 46) und 2002 (S. 55).

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt eine Schätzung von BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 120). Danach machen die variablen Kosten 69 % der Gesamtkosten in der Milchproduktion aus, wobei der Großteil auf Futter (35 %), gefolgt von Saisonarbeitskräften (22 %), entfällt. Fixe Kosten haben einen Anteil von 31 % an den Gesamtkosten.

Da das Grünfutter (Weidegang) ein kostengünstiges Grundfutter darstellt und aus ökonomischer Sicht besonders attraktiv ist, wird der Grünfütterung in der Ukraine nach wie vor eine hohe Bedeutung beigemessen. Bei der Milchkuhhaltung und insbesondere der Fütterung haben die Hauswirtschaften im Gegensatz zu den landwirtschaftlichen Großbetrieben bestimmte Vorteile. Bei einem größeren

Milchkuhbestand ist es für die landwirtschaftlichen Betriebe schwierig, die notwendige Weidefläche bereitzustellen.

Aus der Analyse der milcherzeugenden Betriebe nach Milchkuhbestandsgrößenklassen (vgl. Tabelle 2.8) ist zu erkennen, dass die Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe mit einer Bestandsgröße von 100 und mehr Milchkühen überproportional zurückgegangen ist.

Tabelle 2.8: Zahl der milcherzeugenden Betriebe nach Milchkuhbestandsgrößenklassen

Jahr	Zahl ¹⁾	Milchkuhbestandsgrößenklassen													
		< 49		50-99		100-199		200-499		500-999		1000-1499		> 5000	
		Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
2001	12444	4582	36,8	2165	17,4	2686	21,6	2523	20,3	440	3,5	43	0,3	5	0,0
2003	8979	3745	41,7	1570	17,5	1750	19,5	1598	17,8	287	3,2	25	0,3	4	0,0
2004	7733	3310	42,8	1314	17,0	1488	19,2	1338	17,3	252	3,3	31	0,4	—	—

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: ¹⁾ Zahl der milcherzeugenden Betriebe insgesamt.

Aufgrund von Tabelle 2.9 scheint es auf den ersten Blick, dass in den Hauswirtschaften der Anteil der Futterausgaben an den Gesamtausgaben bzw. Materialausgaben größer ist als in den landwirtschaftlichen Großbetrieben. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass bei der Berechnung der Ausgaben für die Tierhaltung die Entlohnung des eigenen Arbeitsaufwandes nicht berücksichtigt wird.

Tabelle 2.9: Kosten der Tierhaltung in den Hauswirtschaften, 2000 bis 2001

Kostenarten ¹⁾	2000		2001	
	UAH	%	UAH	%
Gesamtkosten	17241,24	100,00	31785,48	100,00
Material:	10947,05	63,49	22823,32	71,80
Futter	10872,25	63,06	22745,63	71,56
Sonstiges	74,80	0,43	77,69	0,24
Dienstleistungen:	173,23	1,00	396,17	1,25
Transport	23,85	0,14	54,17	0,17
Tierarzt	73,90	0,43	149,03	0,47
Fremdlohn	12,98	0,08	47,28	0,15
Versicherung	55,10	0,32	132,11	0,42
Sonstige	7,40	0,04	13,58	0,04
Tierzukauf	6120,96	35,50	8565,99	26,95

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLHWU für die Jahrgänge 2000 (S. 26, 79) und 2001 (S. 28, 82).

Anm.: ¹⁾ Kosten der Tierhaltung pro 100 Hauswirtschaften.

Insgesamt lassen die statistischen Angaben vermuten, dass die landwirtschaftlichen Inputpreise für Futtermittel einen signifikanten Einfluss auf das Angebot

von Rohmilch in der Ukraine haben. Deshalb werden sie bei der Schätzung der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion mitberücksichtigt (vgl. Abschnitt 6.5.1).

In den beiden Erzeugergruppen ist die Milcherzeugung saisonal geprägt⁴², weil die Versorgung der Milchkühe mit Futtermitteln aufgrund der natürlichen und klimatischen Bedingungen der Ukraine leichter im Sommer als in den anderen Jahreszeiten zu bewerkstelligen ist. So werden die Milchkühe der Hauswirtschaften im Sommer mit Futter aus dem eigenen Weideland und dem der Dorfgemeinde versorgt. Im Winter ist die Futterversorgung der Milchkühe dagegen vergleichsweise primitiv. Als Futtermittel werden in der Regel Stroh-häcksel, die zum Teil mit Kartoffeln, heißem Wasser, Kraftfutter aus eigener Getreideproduktion und Hausabfällen vermischt sind, verwendet. Deswegen erreicht die Milcherzeugung in den Hauswirtschaften im Winter ihren Tiefpunkt. Die landwirtschaftlichen Großbetriebe halten ihre Milchkühe im Sommer auf ihrem Weideland von 8 bis 13 Uhr und von 15 bis 20 Uhr und holen sie nur zum Mittagmelken in den Stall zurück, wo sie durch die Zufuhr von Grünfutter (Mais, Luzerne, Klee, Grünhafer und -raps) zusätzlich versorgt werden. Im Winter werden die Milchkühe mit Futterpflanzen (Futter- und Weißrüben, Kartoffeln), Silofutter (Mais- und Rübenblattsilage), Heu, Gerstenstroh und -schrot sowie Weizenstroh-häcksel, das mit Kraftfutter aus der eigenen Getreideproduktion vermischt ist, gefüttert.

Tabelle 2.10, welche die Bilanz von Futteraufkommen und -verwendung in den landwirtschaftlichen Großbetrieben gemessen in Futtereinheiten wiedergibt, zeigt, dass mehr als 70 % der Gesamtfuttermittel die landwirtschaftlichen Großbetriebe selbst produzieren. Den Rest kaufen oder tauschen sie zu. Besonders hoch ist der Anteil der eigenen Produktion bei Rauh- und Saftfutter. Er beläuft sich auf mehr als 90 %. Danach folgt der Posten "sonstiges Futter", das überwiegend aus Weidefutter besteht, mit mehr als 50 %.

In der Milchviehhaltung der Ukraine werden knapp die Hälfte des insgesamt verfügbaren Saftfutters bzw. des sonstigen Futters und ein Drittel des Gesamtfutters bzw. des Rauhfutters in landwirtschaftlichen Großbetrieben verwendet. Eine höhere Milchleistung kann in der Regel nur durch den vermehrten Einsatz von Nährstoffen erreichen werden. Das wiederum bedingt einen relativ höheren Anteil von Kraftfutter in der Gesamtration. Die Experten für die Tierernährung teilen hierbei die Ration der Milchkuh in zwei Futtergruppen ein: Grundfutter (Rauh-, Saftfutter und sonstiges Futter) und Kraftfutter (vgl. Tabelle 2.10).

⁴² Zur Saisonalität der Milcherzeugung in der Ukraine vgl. Abschnitt 2.3.5.

Tabelle 2.10: Futterbilanz in den Großbetrieben im Jahr 2003

Merkmal ¹⁾	Gesamt- futter		Darunter									
			Kraftfutter		Davon		Rauhfutter		Saftfutter		Sonstiges Futter	
	Mischfutter											
	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾
Bestand ³⁾	5277	x	1580	x	93	x	2004	x	1656	x	37	x
Aufkommen	12013	100,0	4848	100,0	1801	100,0	1994	100,0	4543	100,0	628	100,0
produziert ⁴⁾	8520	70,9	2192	45,2	276	15,3	1871	93,8	4116	90,6	341	54,3
getauscht	950	7,9	553	11,4	272	15,1	62	3,1	216	4,8	119	18,9
zugekauft ⁵⁾	2543	21,2	2103	43,4	1253	69,6	61	3,1	211	4,6	168	26,8
Verwendung	13765	100,0	5292	100,0	1836	100,0	2846	100,0	4281	100,0	1346	100,0
Verfütterung	11977	87,0	4485	84,8	1691	92,1	2221	78,0	3956	92,4	1315	97,7
Davon:												
Milchvieh	4325	31,4	727	13,7	93	5,1	995	35,0	2006	46,9	597	44,4
Rinder	3857	28,0	640	12,1	70	3,8	1016	35,7	1631	38,1	570	42,3
Schweine	1846	13,4	1509	28,5	385	21,0	74	2,6	187	4,4	76	5,6
Schafe	76	0,6	16	0,3	1	0,1	31	1,1	21	0,5	8	0,6
Geflügel	1570	11,4	1538	29,1	1141	62,1	3	0,1	9	0,2	20	1,5
Pferde	292	2,1	48	0,9	1	0,1	101	3,5	101	2,4	42	3,1
Sonst.Tiere	11	0,1	7	0,1	0	0,0	1	0,0	1	0,0	2	0,1
Darunter:												
Weidefutter	728	5,3	x	x	x	x	x	x	x	x	728	54,1
zugekauft ⁵⁾	1534	11,1	1273	24,1	877	47,8	32	1,1	119	2,8	110	8,2
Verkauf:	1492	10,8	803	15,2	145	7,9	378	13,3	281	6,6	30	2,2
Davon:												
An HW ⁶⁾	552	4,0	184	3,5	11	0,6	260	9,1	102	2,4	6	0,4
Sonstige ⁷⁾	185	1,3	x	x	x	x	185	6,5	x	x	x	x
Verlust:	111	0,8	4	0,1	0	0,0	62	2,2	44	1,0	1	0,1
Davon:												
Natürlicher	51	0,4	2	0,0	0	0,0	27	0,9	22	0,5	0	0,0
Bestand ⁸⁾	4253	x	1136	x	58	x	1152	x	1918	x	47	x

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "Rinder- und Geflügelfutterverbrauch" für den Jahrgang 2003 (S. 33-34)

Anm.: ¹⁾ Aufkommen und Verwendung von Futter in Futtereinheiten, ²⁾ Prozentangaben relativ zum Aufkommen bzw. zur Verwendung, ³⁾ Bestand am Jahresanfang, ⁴⁾ Eigene Produktion, ⁵⁾ Zugekauftes Futter, ⁶⁾ Verkauf an Hauswirtschaften, ⁷⁾ Sonstige Verwendung, ⁸⁾ Bestand am Jahresende.

Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine sind für die Erzeugung eines Kilogramms Milch (landwirtschaftliche Großbetriebe und Hauswirtschaften aggregiert) in den Jahren 1990 bis 2003 zwischen 1,25 und 1,65 kg (umgerechnet in Futtereinheiten) insgesamt an Futtermitteln verbraucht worden (vgl. Tabelle 2.11). Hierbei macht allein der Kraftfutterverbrauch zwischen 0,13 und 0,28 kg in Futtereinheiten aus, was einem Anteil am gesamten Futterverbrauch zwischen 9,8 % und 18,4 % entspricht. In den landwirtschaftlichen Großbetrieben ist allerdings der Kraftfutterverbrauch je Kilogramm Milch um das Anderthalbfache größer als im Durchschnitt und beträgt zwischen 11,7 % und 23,1 %.

Tabelle 2.11: Futtermittelverbrauch und Anteil des Kraftfutters, 1990 bis 2003

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Gesamtfuttermittelverbrauch, Futtereinheiten (kg) je kg Milch														
Insgesamt ¹⁾	1,41	1,52	1,62	1,65	1,61	1,57	1,56	1,57	1,53	1,39	1,33	1,32	1,29	1,25
LGB ²⁾	1,47	1,59	1,72	1,79	1,77	1,77	1,82	2,06	2,02	1,71	1,63	1,58	1,55	1,47
Davon Kraftfuttermittelverbrauch, Futtereinheiten (kg) je kg Milch														
Insgesamt	0,23	0,28	0,26	0,26	0,26	0,25	0,19	0,16	0,17	0,15	0,13	0,14	0,15	0,13
LGB	0,34	0,34	0,33	0,35	0,37	0,37	0,29	0,24	0,29	0,24	0,20	0,24	0,27	0,25
Anteil des Kraftfutters am Gesamtfuttermittelverbrauch, in %														
Insgesamt	16,3	18,4	16,0	15,8	16,1	15,9	12,2	10,2	11,1	10,8	9,8	10,6	11,6	10,4
LGB	23,1	21,4	19,2	19,6	20,9	20,9	15,9	11,7	14,4	14,0	12,3	15,2	17,4	17,0

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für die Jahrgänge 2000 (S. 73), 2001 (S. 85), 2002 (S. 94) und 2003 (S. 94); Statistisches Bulletin *"Rinder- und Geflügelfuttermittelverbrauch"* für die Jahrgänge 2002 (S. 11-12) und 2003 (S. 10-12).

Anm.: ¹⁾ Insgesamt in beiden Erzeugergruppen (landwirtschaftliche Großbetriebe und Hauswirtschaften), ²⁾ Landwirtschaftliche Großbetriebe.

Eine der wichtigsten Erklärungen für die Milchleistung ist die Qualität des Futters. Abgesehen von einer kleinen Steigerung Mitte der 90er Jahr ist nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Gesamtfuttermittelverbrauch je kg Milch bei den landwirtschaftlichen Betrieben unverändert. Dabei hat sich aber die Qualität des Futters verschlechtert. Der Anteil des Kraftfutters am Gesamtfuttermittelverbrauch in LGB ist im Vergleich zu den Jahren 1990 bis 2003 um 6,1 Prozentpunkte zurückgegangen.

Aus der Analyse der Kostenstruktur geht hervor, dass die Futterkosten eine der größten Positionen in der Kostenstruktur der Viehhaltung sowohl in den landwirtschaftlichen Großbetrieben als auch in den Hauswirtschaften sind. Dabei ist der Anteil des Kraftfutters am gesamten Futtermittelverbrauch in beiden Milcherzeugergruppen relativ groß. Das Staatsstatistikkomitee der Ukraine veröffentlicht ausführliche Angaben zum Verbrauch der unterschiedlichen Futtermittel auf Jahresbasis⁴³, die aber für die Schätzung einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch in dieser Arbeit nicht verwendet werden können, da die ökonometrische Analyse auf der Basis von Monatsdaten durchgeführt wird.

⁴³ Vgl. STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Rinder- und Geflügelfuttermittelverbrauch"* für die Jahrgänge 2002 und 2003.

2.3.4 Milchanlieferung an Molkereien und alternative Absatzwege und -formen

Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine ging die Rohmilchanlieferung an die Erfassungsbetriebe der Milchverarbeitungsindustrie von mehr als 14,9 Mio. t im Jahr 1991 auf 4,4 Mio. t im Jahr 2003 zurück, was knapp 30 % des Niveaus des Jahres 1991 bzw. einer Kapazitätsauslastung der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie von rund 20 % entspricht (vgl. Tabelle 2.12).

Tabelle 2.12: Rohmilchanlieferung an die Erfassungsbetriebe nach Betriebsform, 1991 bis 2003

Jahr	Insgesamt		Darunter							
			LGB ¹⁾		BB ²⁾		HW ³⁾		Andere	
	t	% ⁴⁾	t	% ⁵⁾	t	% ⁵⁾	t	% ⁵⁾	t	% ⁵⁾
1991	14948772	100,0	14917148	99,8	140	0,0	31484	0,2	—	—
1992	11125620	74,4	11075555	99,6	963	0,0	49102	0,4	—	—
1993	10220880	68,4	10138180	99,2	1324	0,0	81376	0,8	—	—
1994	8033610	53,7	7968637	99,2	1432	0,0	63541	0,8	—	—
1995	5900046	39,5	5744491	97,4	957	0,0	154598	2,6	—	—
1996	3913442	26,2	3731986	95,4	586	0,0	180870	4,6	—	—
1997	2625956	17,6	2260885	86,1	1020	0,0	352441	13,4	11610	0,4
1998	2941054	19,7	2465861	83,8	4444	0,2	453249	15,4	17500	0,6
1999	2746492	18,4	2075005	75,6	4713	0,2	650016	23,7	16758	0,6
2000	3334801	22,3	1775871	53,3	13840	0,4	1515213	45,4	29877	0,9
2001	4375887	29,3	1999540	45,7	21186	0,5	2325339	53,1	29822	0,7
2002	3937238	26,3	1892980	48,1	—	—	2025526	51,4	18732	0,5
2003	4412786	29,5	1577299	35,7	—	—	2799097	63,4	36390	0,8

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 164-166, 197), 2002 (S. 179-180, 211), 2001 (S. 202, 211), 2000 (S. 186, 195), 1999 (S. 188, 201, 206), 1998 (S. 200), 1997 (S. 42, 196), 1996 (S. 215), 1995 (S. 264) und 1994 (S. 236); SJBLU für die Jahrgänge 2002 (S. 106-109, 252), 2001 (S. 94-95, 219, 242), 2000 (S. 80-83, 101, 193, 215), 1998 (S. 177, 200), 1997 (S. 31-32, 42, 140) und 1995 (S. 143), SSB "Landwirtschaftstätigkeit von Hauswirtschaften der Ukraine" für die Jahrgänge 2000 (S. 28, 85, 94) und 2001 (S. 30, 88, 96), SSB "Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997" für den Jahrgang 1998 (S. 62-67), SSB "Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben der Ukraine in den Jahren 1990-1998" für den Jahrgang 1999 (S. 75-80), Statistische Bulletins "Lage der Tierproduktion", "Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe" und "Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben" (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung der statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2 und 4.2.5.

Anm.: ¹⁾ Landwirtschaftliche Großbetriebe, ²⁾ Bauernbetriebe, ³⁾ Hauswirtschaften, ⁴⁾ In % zum Jahr 1991, ⁵⁾ In % zum Gesamtabsatz.

Im Gegensatz zu den landwirtschaftlichen Großbetrieben ist die Rohmilchanlieferung aus den Hauswirtschaften stark angestiegen. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine stieg der Anteil der aus den Haus- und

Hofwirtschaften gelieferten Rohmilch von 0,8 % im Jahr 1994 auf 63,4 % im Jahr 2003. Dadurch hat sich die Marktstruktur auf dem Markt für Rohmilch seit Mitte der 90er Jahre in der Ukraine wesentlich verändert. Die Hauswirtschaften nehmen allerdings nicht nur eine Ausnahmestellung als Rohstofflieferant ein, sondern sie tragen auch einen besonderen Teil zur Kapazitätsauslastung der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie bei. Das Defizit der Rohmilch, die früher überwiegend aus den landwirtschaftlichen Großbetrieben angeliefert wurde, zwingt die Milchverarbeitungsbetriebe, sich an den Bauern- bzw. Kleinfamilienbetrieben sowie Hauswirtschaften zu orientieren. Allerdings ist es für die Molkereien günstiger, bei den Großlandwirtschaftsbetrieben einzukaufen. Sie liefern schon gekühlte Milch, deren Qualität gut kontrolliert werden kann. Durch die niedrigen Erfassungskosten ist es nach Expertenangaben⁴⁴ möglich, die Milch bei den Großlandwirtschaftsbetrieben in einem Erfassungsgebiet bis 100 km abzuholen, für Großmolkereien bis 200 km. Bei den Bauern- bzw. Kleinfamilienbetrieben sowie Hauswirtschaften ist es nicht wirtschaftlich, die Milch aus einer Entfernung von mehr als 50 km zu transportieren.

Die Einführung einer Direktbeihilfe seit 1998 in Form der zurückgezählten Mehrwertsteuer⁴⁵ für abgelieferte Milch an die Molkereien hat zur Steigerung der Rohmilchanlieferung der landwirtschaftlichen Betriebe an die Milchverarbeitungsbetriebe geführt (vgl. Tabelle 2.13). Mit der Preisliberalisierung und dem Abbau des staatlichen Einkaufs der Rohmilch haben viele landwirtschaftliche Großbetriebe Mitte der 90er Jahre eigene Verkaufsstellen und -stände auf den Stadtmärkten aufgebaut, um zum einen etwas bessere Abgabepreise für Milch zu erzielen und zum anderen die Zahlungsprobleme zu umgehen⁴⁶.

Der Anteil der Direktvermarktung auf Stadtmärkten lag in den landwirtschaftlichen Großbetrieben im Zeitraum von 1996 bis 2000 zwischen 16,1 % und 21,8 %. Trotz des Rückgangs seit 2001 sind der wichtigste Absatzkanal der landwirtschaftlichen Großbetriebe für ihre Rohmilch nach wie vor die Erfassungsbetriebe der Milchverarbeitungsindustrie. Von geringerer Bedeutung ist die Abgabe von Rohmilch als Naturalienbezahlung an die Beschäftigten und im Rahmen von Bartergeschäften⁴⁷.

⁴⁴ Mitteilung im Gespräch mit dem Manager der Molkerei "JAGOTYNSKY BUTTERWERK" am 25.06.2005.

⁴⁵ Vgl. das Gesetz der Ukraine vom 23. Dezember 1997 Nr. 770 *"über die Einführung von Änderungen zum Gesetz «über die Mehrwertsteuer»"*.

⁴⁶ Zur Vermarktung von Rohmilch in den landwirtschaftlichen Großbetrieben und zu den Zahlungsproblemen des Staates vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 113-114)

⁴⁷ Im Gegensatz zu den anderen Agrarmärkten spielen Tauschgeschäfte auf dem Milchmarkt in der Ukraine eine geringere Rolle (vgl. Tabelle 2.13).

Tabelle 2.13: Absatzwege und -formen der landwirtschaftlichen Großbetriebe für Rohmilch, 1990 bis 2003

Jahr	Gesamt- absatz		Darunter										Barter ³⁾	
			An Erfassungs- betriebe			Direkt- vermarktung			Natu- ralien		Sonstiges			
	Tsd. t	% ¹⁾	Tsd. t	% ²⁾	% ¹⁾	Tsd. t	% ²⁾	% ¹⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ¹⁾
1990	18023,0	100,0	17871,2	99,2	100,0	18,5	0,1	100,0	133,3	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0
1991	15551,9	86,3	15336,4	98,6	85,8	43,8	0,3	236,8	171,0	1,1	0,7	0,0	0,7	0,0
1992	11577,9	64,2	11377,0	98,3	63,7	49,6	0,4	268,1	151,1	1,3	0,2	0,0	0,2	0,0
1993	10598,8	58,8	10392,0	98,0	58,1	54,5	0,5	294,6	152,0	1,4	0,3	0,0	0,3	0,0
1994	8718,1	48,4	8194,2	94,0	45,9	322,9	3,7	1745,4	188,1	2,2	12,9	0,1	12,9	0,1
1995	6766,2	37,5	5897,2	87,2	33,0	599,9	8,9	3242,7	209,1	3,1	60,0	0,9	56,8	0,8
1996	5017,1	27,8	3820,4	76,1	21,4	808,1	16,1	4368,1	237,5	4,7	151,1	3,0	151,1	3,0
1997	3534,7	19,6	2251,9	63,7	12,6	768,9	21,8	4156,2	273,0	7,7	240,9	6,8	240,9	6,8
1998	3601,4	20,0	2455,8	68,2	13,7	597,2	16,6	3228,1	328,6	9,1	219,8	6,1	219,8	6,1
1999	3240,7	18,0	2069,9	63,9	11,6	616,2	19,0	3330,8	321,4	9,9	233,2	7,2	233,2	7,2
2000	2683,7	14,9	1779,3	66,3	10,0	569,1	21,2	3076,2	202,1	7,5	133,2	5,0	128,2	4,8
2001	2801,8	15,5	2010,9	71,8	11,3	264,7	9,4	1430,8	143,1	5,1	383,1	13,7	55,3	2,0
2002	2556,3	14,2	1888,4	73,9	10,6	204,5	8,0	1105,4	107,8	4,2	355,6	13,9	28,0	1,1
2003	1994,1	11,1	1568,6	78,7	8,8	121,4	6,1	656,2	67,8	3,4	236,3	11,8	8,2	0,4

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"* (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung des statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Anm.: ¹⁾ In % relativ zum Jahr 1990, ²⁾ In % relativ zum Gesamtabsatz, ³⁾ In "Sonstiges" enthalten.

Von der erzeugten Milch in den ukrainischen Hauswirtschaften findet der größte Teil unmittelbar im Haushalt des Milcherzeugers Verwendung, und zwar für den menschlichen Verzehr und zur Verfütterung (vgl. Tabelle 2.14). Daneben wird ein größerer Anteil ab Hof an die Erfassungsbetriebe der Milchverarbeitungsindustrie und an die landwirtschaftlichen Großbetriebe verkauft, die diese dann wieder an die Milchverarbeitungsindustrie weiterleiten. Die restliche Milch und daraus erzeugte Milchprodukte wie hausgemachte Sauersahne, Butter, Frisch- und Quarkkäse verkaufen die Hauswirtschaften direkt an die Verbraucher in den Verkaufsständen der Stadtmärkte, der Hauptbahnhöfe oder an der Straße, um ihre Einkommenssituation zu verbessern⁴⁸.

⁴⁸ Zur Vermarktung von Milch und Milchprodukten in den Hauswirtschaften vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 113-114)

Tabelle 2.14: Verwendung der Milch in den Hauswirtschaften, 2000 bis 2003

Verwendung	2000		2001		2002		2003	
	Tsd. t	%	Tsd. t	%	Tsd. t	%	Tsd. t	%
Menschlicher Verzehr	9788,8	62,5	9987,0	64,1	10859,0	66,6	10964,1	64,1
Tierfutter	1304,8	8,3	1109,4	7,1	1175,5	7,2	1172,9	6,9
Milchanlieferung	1515,2	9,7	2325,3	14,9	2025,5	12,4	2799,2	16,4
Verkauf an Großbetriebe	1337,9	8,5	142,4	0,9	97,9	0,6	84,2	0,5
Direktvermarktung	1089,3	7,0	1147,1	7,4	1354,3	8,3	1397,5	8,2
Sonstiger Verbrauch	607,2	3,9	832,2	5,3	754,3	4,6	660,0	3,9
Vorräte am Jahresende	27,4	0,2	27,8	0,2	33,7	0,2	33,3	0,2
Insgesamt	15670,6	100,0	15571,2	100,0	16300,2	100,0	17111,2	100,0

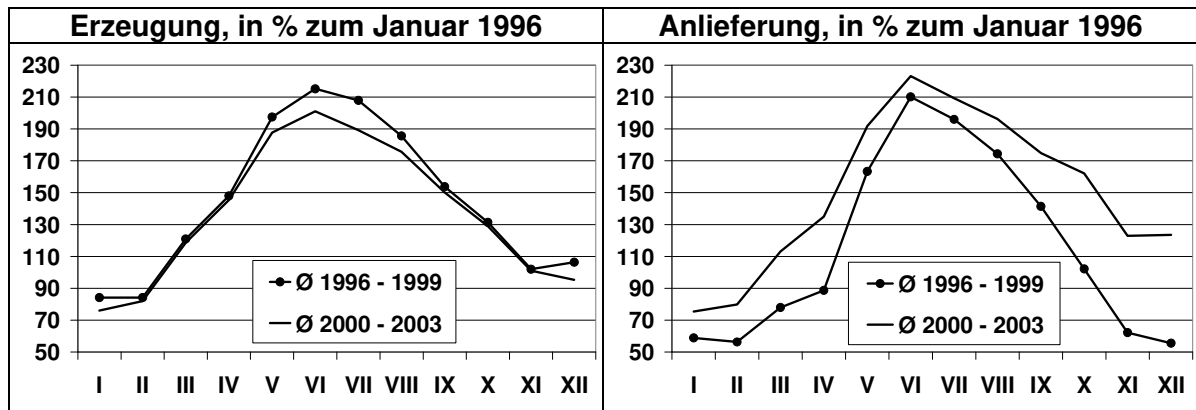
Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLHWU für die Jahrgänge 2000 (S. 31, 94) und 2001 (S. 33, 96).

Der Anteil der Direktvermarktung an der gesamten Verwendung der Rohmilch in den Hauswirtschaften ist von 7,0 % im Jahr 2000 auf 8,2 % im Jahr 2003 angestiegen. Im Vergleich zu westlichen Industrieländern wie den USA, Deutschland, Frankreich oder Großbritannien ist dieser Anteil damit relativ groß. So ist z.B. in Deutschland nach Angaben des Deutschen Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten dieser Anteil bis zum Jahr 1999 auf 0,8 % geschrumpft, so dass im Jahr 1999 4,7 % zur Verfütterung verwendet und 94,5 % der Rohmilch zur Verarbeitung an Molkereien geliefert wurden (vgl. BML, SJBELF, 2000, S. 235). Aufgrund der geringen Bedeutung wird bei der Schätzung landwirtschaftlicher Angebotsfunktionen für Rohmilch in entwickelten Marktwirtschaften keine Modellvariable für den Direktvermarktpreis für Rohmilch berücksichtigt. In der Ukraine spielt die Direktvermarktung jedoch eine größere Rolle, wodurch das Rohmilchaufkommen bei den Milchverarbeitungsbetrieben beeinflusst wird. Aus diesem Grund wird bei der Schätzung der Angebotsfunktion die Modellvariable Direktvermarktpreis für Rohmilch berücksichtigt (vgl. Abschnitt 6.5.1).

2.3.5 Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung

Bei der Betrachtung der grafischen Abbildung von Monatsdaten lassen sich die jahreszeitlichen Schwankungen der Milcherzeugung und -anlieferung erkennen. Um die Entwicklung über den gesamten Untersuchungszeitraum zu analysieren, wurden die Mittelwerte der Saisonschwankungen über alle betrachteten Jahre gebildet und die Saisonfigur zwischen der ersten und der zweiten Hälfte des Gesamtzeitraums miteinander verglichen (vgl. Abbildung 2.4).

Abbildung 2.4: Saisonschwankungen der Milcherzeugung und -anlieferung nach Monaten



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSSSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistische Bulletins "*Lage der Tierproduktion*", "*Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe*" und "*Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben*". Zur Beschreibung der statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2 und 4.2.5.

Der Verlauf sowohl der Milcherzeugung als auch der Milchanlieferung innerhalb eines Jahres ist durch charakteristische Saisonschwankungen geprägt. Während die saisonalen Schwankungen der Milcherzeugung innerhalb eines Jahres zwischen ca. 100 Prozentpunkten und 120 Prozentpunkten variieren, ist die Variation der Milchanlieferungsmenge mit 140 Prozentpunkten und 150 Prozentpunkten deutlich stärker. Nach dem Weideaustrieb Ende Mai wird im Jahr die höchste Erzeugungs- und Anlieferungsmenge im Juni erreicht. Der Januar ist der Monat mit der geringsten Erzeugungs- und Anlieferungsmenge. Die starke Schwankung der Milchanlieferung zwischen Sommer- und Wintermonaten ist durch die saisonale Schwankung der Milcherzeugung aufgrund der unterschiedlichen Fütterung bedingt. In den vier Monaten von Mai bis August werden knapp 50 % der jährlichen Milchmenge in den Betrieben produziert und an die Molkereien geliefert. Durch starke saisonale Mengenschwankungen der Milchanlieferung im Jahresverlauf variiert natürlich die Kapazitätsauslastung der Molkereien über den Jahresverlauf hinweg ebenso stark. Vergleicht man die Saisonmengenschwankungen zwischen beiden Wirtschaftskategorien, ist festzustellen, dass in den landwirtschaftlichen Großbetrieben die Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung deutlich geringer geworden ist. Damit haben die landwirtschaftlichen Großbetriebe begonnen, die Milcherzeugung in die Wintermonate mit dem höchsten Auszahlungspreis für Rohmilch zu verschieben (vgl. Abbildung A 5 und A 6 im Anhang).

2.3.6 Milchqualität

In der Untersuchungsperiode von 1996 bis 2003 galten in der Ukraine drei verschiedene Staatsstandards, GOST 13264–70, GOST 13264–88 und DSTU 3662–97⁴⁹. Der Staatsstandard GOST 13264–70 *"Kuhmilch. Anforderungen bei der Beschaffung"* wurde durch VO Nr. 335 des Staatsstandardkomitees der UdSSR vom 1. Februar 1972 eingeführt und enthält zwei Milchqualitätssorten ("Sorte I" und "Sorte II"). In der Statistik gibt es als eine dritte Art der angelieferten Milch die sogenannte "unsortierte Milch", die nicht in die Standards passte. Tabelle 2.15 zeigt die Entwicklung der Milchanlieferungsmenge landwirtschaftlicher Betriebe nach Qualitätssorten des Standards 13264–70.

Tabelle 2.15: Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–70, Tonnen

Jahr	Angelieferte Milch, t ¹⁾	Darunter:					
		Sorte I		Sorte II		Unsortiert	
		t	%	t	%	t	%
1991	13447921	11357933	84,46	1791937	13,33	298051	2,22
1992	10171748	8193611	80,55	1720412	16,91	257725	2,53
1993	8887012	7489315	84,27	1187737	13,36	209960	2,36
1994	7409751	6143199	82,91	1062922	14,34	203630	2,75
1995	5376688	4500337	83,70	724291	13,47	152060	2,83
1996	3488641	3014105	86,40	392480	11,25	82056	2,35
1997	1993949	1802281	90,39	154210	7,73	37458	1,88
1998	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.
1999	1857536	1728700	93,06	102257	5,50	26579	1,43
2000	1603450	1526559	95,20	59476	3,71	17415	1,09
2001	1843669	1747002	94,76	75536	4,10	21131	1,15
2002	1519658	1411164	92,86	90577	5,96	17917	1,18

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung des statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Anm.: ¹⁾ Angelieferte Milch umgerechnet in vorgeschriebenen Fettgehalt von 3,4 %.

Im Vergleich zu Anfang und Mitte der 90er Jahre ist die Qualität der angelieferten Milch in den letzten vier Jahren deutlich besser geworden. Dabei ist der Anteil der "Sorte I" zwischen 1991 und 2002 um 8,4 Prozentpunkten gestiegen.

Im Gegensatz zu dem ersten Standard enthält der zweite drei Milchqualitätssorten "Höchstsorte", "Sorte I" und "Sorte II" und etwas höhere Milchqualitätsnormen (vgl. Tabelle 2.15 und Tabelle 2.16). Die angelieferte Milch nach

⁴⁹ Einen detaillierten Überblick über Milchqualitätsnormen nach den ukrainischen Standards sowie Milchqualität und Qualitätskontrolle in der Ukraine geben PEREKHOZHUK et al. (2004, S. 2-3).

GOST 13264–88 wurde überwiegend für die Herstellung von Kindermilchprodukten und Labkäse verwendet. Dabei stellten die Anteile der "Höchstsorte" und der "Sorte I" zusammen ca. 90 % der nach diesem Standard angelieferten Milch (vgl. Tabelle 2.16).

Tabelle 2.16: Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–88, Tonnen

Jahr	Angelieferte Milch, t ¹⁾	Darunter:							
		Höchstsorte		Sorte I		Sorte II		Unsortiert	
		t	%	t	%	t	%	t	%
1991	2439	1079	44,2	1255	51,46	105	4,31	0	0,00
1992	9196	4446	48,3	4009	43,60	733	7,97	8	0,09
1993	47680	17196	36,1	27383	57,43	2950	6,19	151	0,32
1994	68221	26792	39,3	35623	52,22	5077	7,44	729	1,07
1995	80507	46898	58,3	28737	35,70	4002	4,97	870	1,08
1996	54851	34392	62,7	18071	32,95	1682	3,07	706	1,29
1997	54421	35061	64,4	16355	30,05	2758	5,07	247	0,45
1998	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.
1999	78502	38291	48,8	34754	44,27	5089	6,48	368	0,47
2000	68124	25981	38,1	37217	54,63	3998	5,87	928	1,36
2001	68630	28640	41,7	34688	50,54	4193	6,11	1109	1,62
2002 ²⁾	305096	41302	13,5	237226	77,75	22614	7,41	3954	1,30

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "*Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe*" (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung des statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Anm.: ¹⁾ Angelieferte Milch umgerechnet in vorgeschriebenen Fettgehalt von 3,4 %; ²⁾ Ab 1.01.2002 nach den Standards GOST 13264–88 und DSTU 3662–97.

Seit dem 1. Juli 2002 trat ein neuer Staatsstandard der Ukraine DSTU 3662-97 in Kraft. Der DSTU 3662-97 besteht wie GOST 13264–88 aus drei Milchqualitäts-sorten. Nach dem neuen Standard sind im Vergleich zum geltenden Standard GOST 13264–70 und GOST 13264–88 höhere Anforderungen zur Milchqualität vorbestimmt. Der ukrainische Standard DSTU 3662–97 setzt fest, dass Milch mit einer Temperatur von über 10°C nur innerhalb von 2 Stunden nach dem Melken verkauft werden darf. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees liefern die landwirtschaftlichen Betriebe nur die Hälfte der Milch unter 10°C gekühlt und weniger als 1 % der Milch ist entkeimt (vgl. Tabelle 2.17).

Obwohl die Basisnorm des Fettgehalts von 3,4 % vorgesehen ist, liegt der Durchschnittswert in der Ukraine zwischen 3,36 % und 3,49 %. Während im Zeitraum von 1997 bis 2002 keine größeren Abweichungen festzustellen sind, zeigt die Analyse der regionalen Werte, dass es zwischen den Regionen hier diverse Abweichungen gibt (vgl. Abbildung A 7 im Anhang). Dabei wurden für die einzelnen Regionen die minimale, maximale und mittlere Werte über alle betrachteten Jahre gebildet. In 11 von 15 Regionen liegen die Mittelwerte des Fettgehalts über dem Durchschnittswert, wie z.B. in den Regionen Dnipropetrovsk, Kiew, Ternopil sowie Chernigiv.

Tabelle 2.17: Milchanlieferung 1991 bis 2002 nach GOST 13264–70 und GOST 13264–88, Tonnen

Jahr ¹⁾	Gesamt ²⁾	Gesamt ³⁾	Davon:				Ausschuss		Fettgehalt
			pasteurisiert		abgekühlt unter 10°C				
			t	%	t	%	t	%	%
1991	k.A.	13450360	62343	0,46	8462056	62,9	11241	0,08	k.A.
1992	k.A.	10180944	49525	0,49	5831810	57,3	12230	0,12	k.A.
1993	k.A.	8934692	46574	0,52	5330209	59,7	10519	0,12	k.A.
1994	k.A.	7477972	30037	0,40	3949162	52,8	8464	0,11	k.A.
1995	k.A.	5457195	19950	0,37	2755736	50,5	9628	0,18	k.A.
1996	k.A.	3543492	1561	0,04	1733954	48,9	5086	0,14	k.A.
1997	2073064	2048370	8597	0,42	1031566	50,4	2607	0,13	3,36
1998	2286738	2293370	5963	0,26	1079544	47,1	2398	0,10	3,41
1999	1919709	1936038	4977	0,26	870294	45,0	1115	0,06	3,43
2000	1636934	1671574	10090	0,60	769321	46,0	424	0,03	3,47
2001	1862541	1912299	10023	0,52	868990	45,4	436	0,02	3,49
2002*	1779466	1824754	14479	0,79	716555	39,3	114	0,01	3,49

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung des statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Anm.: ¹⁾ ab 1.01.2002 nach den Standards GOST 13264–88 und DSTU 3662-97, ²⁾ Abgenommene Vollmilch mit natürlichem Fettgehalt, ³⁾ Abgenommene Milch umgerechnet in vorgeschriebenen Fettgehalt von 3,4 %.

Für den Basislieferpreis wird der Preis ohne Mehrwertsteuer und Subvention für Milch der "Sorte I" angenommen. Die Preise und Lieferbedingungen werden zwischen dem Milchlieferanten und dem Milchverarbeiter vereinbart. Neben dem Milchlieferungsvertrag wird ein Vereinbarungsprotokoll erstellt, in dem der Milchlieferungspreis festgelegt wird. Nach MANKOVSKYY und PABAT (2001, S. 19) wird bei der Gestaltung des Auszahlungspreises ein Verhältnis des Fett- und Eiweißwertes von 40:60 in der Preisstruktur festgesetzt.

Trotz Einführung neuer Qualitätsnormen wird die Sicherung der Milchqualität in der Ukraine immer schwieriger. Als Grund dafür ist insbesondere zu nennen, dass der Anteil der Milchanlieferung, der in den Hauswirtschaften produziert wird, steigt. Das Problem liegt hierbei im Anfall kleiner Mengen bei einer Vielzahl weit verstreuter Hauswirtschaften, in der Empfindlichkeit des Gutes selbst und in der Schwierigkeit für die Hauswirtschaften, hinreichende Qualitätsstandards einzuhalten (vgl. PEREKHOZHUK et al., 2004).

2.3.7 Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nach Rechts- und Betriebsformen

Der Milcherzeugungssektor umfasst heute die umgewandelten staatlichen Sowchosen und die Kolchosen, die als Kapitalgesellschaft im Form von offenen und geschlossenen Aktiengesellschaften und im bestimmten Umfang auch von GmbH sowie Genossenschaften (Kooperativen), Privat- und Bauernbetrieben

(Farmbetriebe)⁵⁰ auftreten. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine existierten Anfang 2004 insgesamt 58575 juristische Personen des privaten und öffentlichen Rechts, die in der landwirtschaftlichen Produktion tätig waren (vgl. Tabelle 2.18).

Tabelle 2.18: Anzahl der landwirtschaftliche Betriebe nach Rechtsformen, 2002 bis 2004

Rechtsformen	2002		2003			2004		
	Anzahl	% ¹⁾	Anzahl	% ¹⁾	% ²⁾	Anzahl	% ¹⁾	% ²⁾
Jur. Pers. des privaten Rechts	60608	99,1	59407	99,1	98,0	58180	99,3	96,0
Davon: Kapitalgesellschaft	9337	15,3	8713	14,5	93,3	8172	14,0	87,5
Genossenschaften	2111	3,4	1938	3,2	98,0	1727	2,9	98,5
Privatbetrieben	4116	6,7	4033	6,7	91,8	4054	6,9	81,8
Bauernbetriebe	43042	70,4	43016	71,8	99,9	42533	72,6	98,8
Sonst. jur. Personen	2002	3,3	1707	2,9	85,3	1694	2,9	84,6
Jur. Pers. des öffentl. Rechts	570	0,9	516	0,9	90,5	395	0,7	69,3
Betriebe insgesamt	61178	100,0	59923	100,0	97,9	58575	100,0	95,7

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für die Jahrgänge 2002, 2003 und 2004.

Anm.: ¹⁾ In % relativ zu insgesamt, ²⁾ In % relativ zum Jahr 2002.

Dabei gab es 8172 Kapitalgesellschaften (14,0 %), 1727 Genossenschaften (2,9 %), 4054 Privatbetriebe (6,9 %) und 42533 Bauernbetriebe (72,6 %) sowie 395 Staatsbetriebe (0,7 %) und 1694 sonstige juristische Personen (2,9 %). Obwohl der erste Bauernbetrieb schon im Jahr 1990 existierte, wurde diese Rechtsform erst zwei Jahre später per Gesetz bestätigt⁵¹. Seitdem ist die Anzahl der Bauernbetriebe schnell und ständig gewachsen. Dadurch hat sich auch die gesamte Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe im Vergleich zu dem Jahr 1992 verdoppelt (vgl. Tabelle 2.19). Dabei lag im Jahr 2003 der Anteil der Bauernbetriebe an der gesamten Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe bei 80,7 %.

Daneben gibt es auch eine andere Wirtschaftsform, die in der Ukraine weit verbreitet ist, die vor allem zur Sicherung des Lebensunterhalts für viele Haushalte im ländlichen Raum dient. Sie besitzen ein eigenes Haus und Wirtschaftsgebäude für die Tierhaltung sowie einen Garten von durchschnittlich ca. 0,6 ha.

⁵⁰ Bauernbetriebe sind eine spezielle Form der Privatbetriebe, die in der landwirtschaftlichen Produktion tätig sind. Mehr dazu vgl. das Wirtschaftsgesetzbuch vom 16. Januar 2003 Nr. 436-IV (Paragraph 113 und 114).

⁵¹ Vgl. das Gesetz der Ukraine vom 20. Dezember 1991 Nr. 2009-XII "über Bauern- und Farmbetriebe".

Tabelle 2.19: Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe nach Betriebsformen, 1990 bis 2003

Jahr	Insgesamt		Darunter					
	Anzahl	% ¹⁾	Großbetriebe			Bauernbetriebe		
			Anzahl	% ¹⁾	% ²⁾	Anzahl	% ¹⁾	% ²⁾
1990	12503	100,0	12421	100,0	99,3	82	100,0	0,7
1991	14751	118,0	12653	101,9	85,8	2098	2558,5	14,2
1992	27567	220,5	12886	103,7	46,7	14681	17903,7	53,3
1993	40252	321,9	12513	100,7	31,1	27739	33828,0	68,9
1994	44438	355,4	12455	100,3	28,0	31983	39003,7	72,0
1995	47136	377,0	12358	99,5	26,2	34778	42412,2	73,8
1996	47763	382,0	12410	99,9	26,0	35353	43113,4	74,0
1997	48427	387,3	12500	100,6	25,8	35927	43813,4	74,2
1998	47906	383,2	12421	100,0	25,9	35485	43274,4	74,1
2000	51588	412,6	13160	105,9	25,5	38428	46863,4	74,5
2001	54417	435,2	12818	103,2	23,6	41599	50730,5	76,4
2002	54862	438,8	11820	95,2	21,5	43042	52490,2	78,5
2003	53272	426,1	10256	82,6	19,3	43016	52458,5	80,7

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU und SJBLHWU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: ¹⁾ In % relativ zum Jahr 1990, ²⁾ In % relativ zu insgesamt.

Nach den statistischen Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine gab es am 1. Januar 2004 insgesamt ca. 6,2 Mio. Haushalte im ländlichen Raum (vgl. Tabelle 2.20).

Tabelle 2.20: Anzahl der Haushalte im ländlichen Raum, 1. Januar 2004

Insgesamt	Anzahl mit Tierhaltung											
	Alle Tiere		Vieh		Kühe		Schweine		Schafe		Ziegen	
	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%
6227,6	4701,9	75,5	2928,0	47,0	2686,6	43,1	2829,4	45,4	472,0	7,6	732,1	11,8

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "Tierbestandsführung" für den Jahrgang 2004.

Anm.: In % relativ zu insgesamt.

Bemerkenswert ist auch, dass 75,5 % aller ländlichen Haushalte Tiere aufstellen. Der Anteil der Haushalte mit Kühen liegt hierbei bei 43,1 %. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees gab es im Jahr 2003 pro 100 Haushalte ca. 71 Stück Vieh, 48 Milchkühe, 80 Schweine sowie 20 Schafe und Ziegen⁵². Die Hauswirtschaften produzieren im Jahr 2003 80,4 % des gesamten Milchaufkommens des Landes (vgl. Tabelle 2.21).

⁵² Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "Tierbestandsführung" für den Jahrgang 2003.

Tabelle 2.21: Milcherzeugung nach Wirtschaftskategorien, 1990 bis 2003

Jahr	Insgesamt		Darunter									
			Landwirt. Betriebe		Davon						Hauswirt- schaften	
					Staatliche		Nicht- staatliche		Davon			
	Bauern											
Tsd. t	% ¹⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	Tsd. t	% ²⁾	
1990	24508,3	100,0	18634,1	76,0	4753,4	19,4	13880,7	56,6	0,0	0,0	5874,2	24,0
1991	22408,6	91,4	16477,1	73,5	4124,5	18,4	12352,6	55,1	1,0	0,0	5931,5	26,5
1992	19113,7	78,0	12964,2	67,8	3288,2	17,2	9676,0	50,6	7,9	0,0	6149,5	32,2
1993	18376,5	75,0	11713,2	63,7	3019,6	16,4	8693,6	47,3	17,7	0,1	6663,3	36,3
1994	18137,5	74,0	10931,0	60,3	2613,1	14,4	8317,9	45,9	30,7	0,2	7206,5	39,7
1995	17274,3	70,5	9443,0	54,7	1835,9	10,6	7607,1	44,0	41,5	0,2	7831,3	45,3
1996	15821,2	64,6	7658,8	48,4	884,8	5,6	6774,0	42,8	44,5	0,3	8162,4	51,6
1997	13767,6	56,2	5433,1	39,5	245,0	1,8	5188,1	37,7	44,1	0,3	8334,5	60,5
1998	13752,7	56,1	5254,7	38,2	370,3	2,7	4884,4	35,5	49,4	0,4	8498,0	61,8
1999	13362,2	54,5	4719,1	35,3	313,7	2,3	4405,4	33,0	38,2	0,3	8643,1	64,7
2000	12657,9	51,6	3668,7	29,0	210,7	1,7	3458,0	27,3	67,8	0,5	8989,2	71,0
2001	13444,2	54,9	3636,5	27,0	210,0	1,6	3426,5	25,5	80,9	0,6	9807,7	73,0
2002	14142,4	57,7	3468,1	24,5	209,2	1,5	3258,9	23,0	87,2	0,6	10674,3	75,5
2003	13661,4	55,7	2680,1	19,6	164,7	1,2	2515,4	18,4	76,6	0,6	10981,3	80,4

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU, SJBLHWU und Statistisches Bulletin "*Lage der Tierproduktion*" (verschiedene Jahrgänge). Zur Beschreibung des statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.2.5.

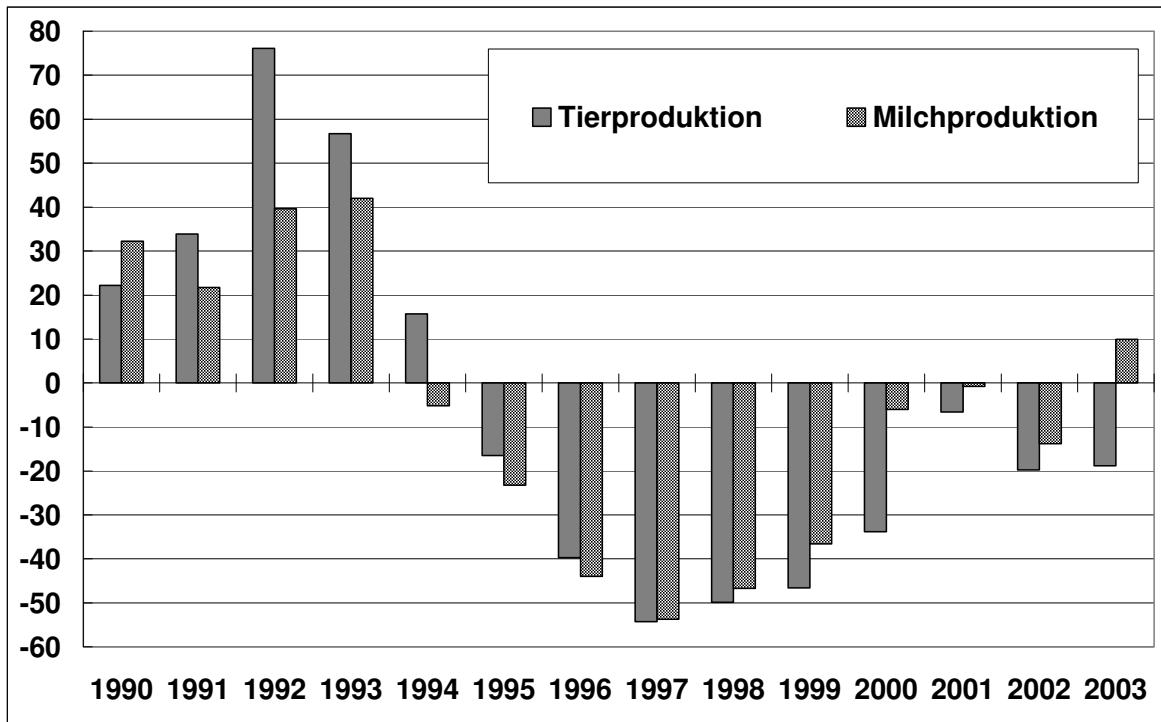
Anm.: ¹⁾ In % relativ zum Jahr 1990, ²⁾ In % relativ zu insgesamt.

Damit leisten die Hauswirtschaften einen besonderen Beitrag zur Milchproduktion in der Ukraine. Im Hinblick auf die Marktstruktur existieren auf dem Milchmarkt in der Ukraine verschiedene Milcherzeugerbetriebe, die sich nach Betriebs- und Rechtsformen stark voneinander unterscheiden. Unter den gegebenen wirtschaftspolitischen Rahmenbedingungen in der Ukraine haben allerdings die Hauswirtschaften im Vergleich zu den juristischen Personen bestimmte Vorteile. Trotz verschiedener wirtschaftspolitischer Maßnahmen, wie z.B. der Befreiung der landwirtschaftlichen Milcherzeuger von der Zahlung der Mehrwertsteuer für die an die Milchverarbeitungsindustrie angelieferte Milch und Festsetzung von festen Bodensteuern der Ukrainischen Regierung, geht sowohl die Milcherzeugung wie auch die Milchanlieferung bei den landwirtschaftlichen Betrieben weiter zurück.

2.3.8 Rentabilität der Milcherzeugung

Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine ist die Tierproduktion in den landwirtschaftlichen Betrieben seit Jahren unrentabel geworden. In Abbildung 2.5 ist die Entwicklung der Rentabilität⁵³ für die Tier- und Milchproduktion in der Ukraine in dem Zeitraum zwischen 1990 und 2003 dargestellt.

Abbildung 2.5: Rentabilität der Tier- und Milchproduktion 1990 bis 2003, %



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

In zahlreichen Studien werden dafür verschiedene Gründe genannt, wie z.B. schwache Milchleistung, Herdengröße⁵⁴, Betriebsgröße⁵⁵ und schlechtes Betriebsmanagement⁵⁶.

⁵³ Die Rentabilität wurde als Gewinn/Verlust im Verhältnis zu den Kosten in % ermittelt.

⁵⁴ Vgl. BAKER und PROTSCHENKO (1999, S. 121-122)

⁵⁵ Vgl. SCHULZE et al. (2001) zu einer Einschätzung für die Wolgaregion in Russland.

⁵⁶ Vgl. NEDOBOROVSKYY (2003, S. 13)

Tabelle 2.22: Rentabilität der Milchproduktion nach Rechts- und Betriebsformen 2001 bis 2004, %

Jahr	Staatliche	Nicht-staatliche	Davon			
			Wirtschaftsgesellschaften	Privatbetriebe	Genossenschaften	Sonstige
2001	k.A.	k.A.	-3,3	6,3	-6,0	10,1
2002	-3,4	-14,4	-16,6	-6,1	-17,8	-8,6
2003	12,4	9,8	7,0	20,6	6,6	2,0
2004	-1,5	-0,3	-2,3	8,7	-4,0	-13,2

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: Gewinn/Verlust in % der Kosten.

Tabelle 2.22 zeigt, dass die Rentabilität der Milcherzeugung in den landwirtschaftlichen Privatbetrieben etwas höher ist als in allen anderen Rechtsformen. Hierbei kann nicht festgestellt werden, ob ein bestimmter Zusammenhang zwischen der Rentabilität und der Rechtsform der landwirtschaftlichen Betriebe besteht.

Im Hinblick auf die Marktstruktur ist festzustellen, dass es seitens der Rohmilchanbieter eine große Anzahl landwirtschaftlicher Betriebe gibt, die sich nach der Betriebs- und Rechtsform sowie nach der Betriebsgröße stark voneinander unterscheiden. Dabei können die einzelnen landwirtschaftlichen Betriebe im Wettbewerb auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zueinander stehen. Bezüglich der Nachfrager nach Rohmilch werden die statistischen Angaben zur Anzahl der Milchverarbeitungsindustrie bzw. der Konzentration der Rohmilchnachfrager in der Ukraine im Abschnitt 2.5 des deskriptiven Teils dieser Arbeit analysiert.

2.4 Bedingungen auf dem Markt für Molkereiprodukte

2.4.1 Herstellung von Milch und Milchprodukten

Die Herstellung von Milch und Milchprodukten ist in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie seit 1990 erheblich zurückgegangen. Tabelle 2.23 zeigt die Entwicklung der Produktionsmengen der wichtigsten Molkereiprodukte in ausgewählten Jahren zwischen 1990 und 2003. Zwischen 1997 und 1999 war der tiefste Punkt der Mengenentwicklung erreicht (vgl. Tabelle 2.23). Im Vergleich zum Jahr 1990 ist die Herstellung im Jahr 1999 um rund 80 % eingebrochen. Der Rückgang betrifft alle Gruppen von Milch und Milchprodukten. Besonders ausgeprägt ist der Rückgang der Herstellung von Vollmilcherzeugnissen (um ca. 89 %), darunter Sahne (um ca. 91 %), Sauervollmilchkäse (um ca. 93 %) und Butter (um ca. 75 %). Die Produktion von Käse (inkl. Schafskäse) ging um ca. 81 %, von Kondensmilch um ca. 66 % und die Sauermilchprodukten um ca. 64 % zurück.

Dabei können verschiedene Gründe für den Rückgang der Produktion genannt werden. In erster Linie kann die Entwicklung durch den Rückgang der

Rohmilchanlieferung erklärt werden. Früher mussten die landwirtschaftlichen Betriebe die Rohmilch im Auftrag des Staates an die Milchverarbeitungsindustrie anliefern. Seit Mitte der 90er Jahre können die Landwirte allein entscheiden, ob sie Rohmilch an die Molkerei oder direkt auf dem Markt verkaufen (vgl. Abschnitt 2.3.4). Der zweite Grund liegt in der ineffizienten Verarbeitung von Milch, die aufgrund der schwachen Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsbetriebe entstehen kann (vgl. Abschnitt 2.5.6). Der dritte Grund für den Rückgang kann in der anhaltenden Energiekrise Ende der 90er Jahre in der Ukraine gesehen werden (vgl. Abschnitt 2.1.4). Der vierte Grund besteht darin, dass die Produktion in den Molkereien vermutlich aus Mangel an qualitativ guter Rohmilch zurückgegangen ist (vgl. Abschnitt 2.3.6).

Tabelle 2.23: Herstellung von Milch und Milchprodukten in ausgewählten Jahren, Tsd. t

	1990	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Butter	444,1	221,9	162,8	116,5	112,7	108,7	135,4	158,0	131,0	148,0
Vollmilcherzeugnisse ¹⁾	6432	1293	915	662	691	700	699	1021	1179	1308
Darunter ²⁾ :										
Vollmilch	2589	489	320	258	291	287	263	431	474	489
Sauermilchprodukte	380,0	117,0	98,3	94,1	119,0	137,0	158,0	212,0	259,0	278,0
Davon:										
Kefir	292,0	95,9	78,1	67,1	78,7	88,2	103,0	133,0	160,0	166,0
Jogurt	0,0	0,0	0,7	2,2	6,3	10,4	17,9	31,7	46,4	59,0
Sahne	476,0	77,3	56,4	39,1	39,5	42,4	44,9	64,5	81,7	88,8
Sauervollmilchkäse	138,0	30,0	18,2	10,4	10,6	9,8	9,4	12,8	13,6	15,2
Magermilch	446,0	177,0	119,0	72,9	70,9	87,3	81,3	88,1	95,6	116,0
Vollmilchpulver	61,1	21,4	12,0	9,3	8,3	8,6	11,0	22,5	16,6	20,0
Käse (inkl. Schafskäse)	183,8	73,5	59,0	46,3	52,0	52,7	67,5	105,0	129,0	169,0
Davon										
Schmelzkäse	51,0	19,1	14,5	13,8	14,8	15,0	17,5	31,4	49,1	73,2
Großkäse	34,9	16,3	12,9	10,6	12,8	13,8	17,7	50	53,1	66,2
Kleinkäse	95,6	37,2	30,3	21,9	24,4	23,9	32,1	44,8	48,3	61,5
Davon:										
Hartkäse	64,3	33,1	26,5	18,9	21,3	20,4	28,9	23,6	26,4	29,9
Kondensmilch ³⁾	415	177	153	132	173	142	122	158	173	198

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: ¹⁾ Umgerechnet in Milchäquivalent, Tsd. t; ²⁾ In Naturalgewicht, Tsd. t;

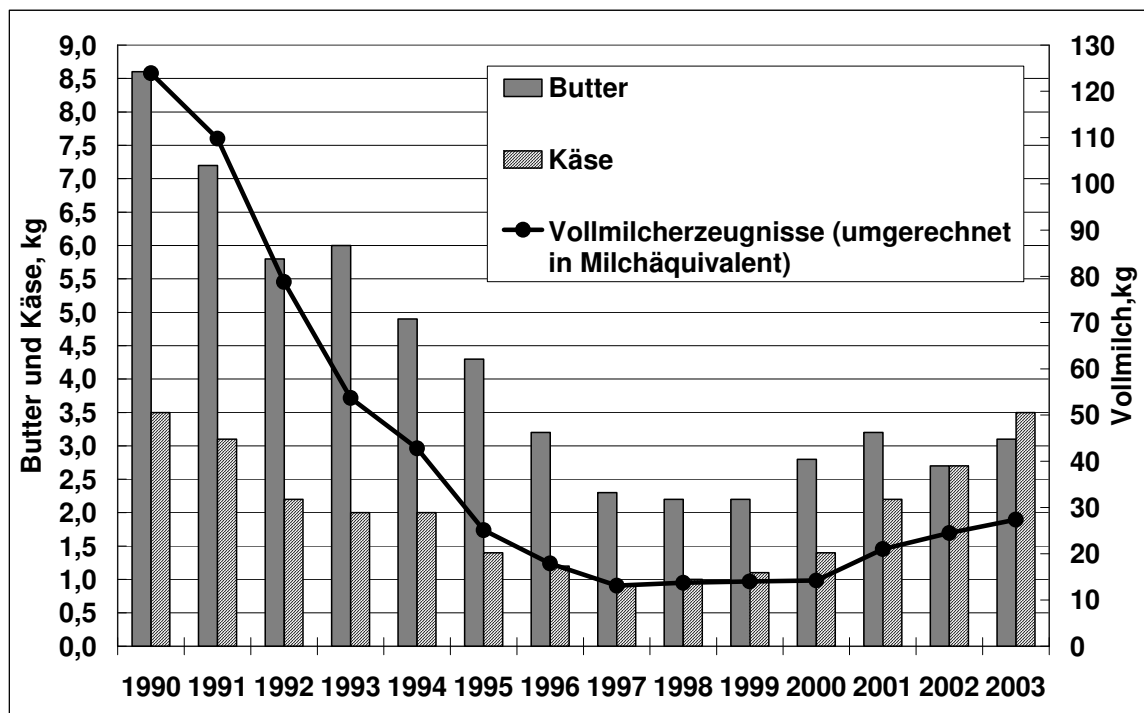
³⁾ In Mio. Dosen à 400 g.

Neben den oben genannten Gründen haben auch die Änderung der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen sowie die Einmischung der lokalen Behörden in die Produktionsprozesse und in die unternehmerische Entscheidungsfreiheit der Milchverarbeitungsbetriebe eine Rolle gespielt (vgl. Abschnitt 2.1.4). Nicht zuletzt darf nicht vergessen werden, dass zwischen 1996 und 1999 die Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe stattfand (vgl. Abschnitt 2.5.3).

Seitdem die Milchverarbeitungsindustrie privatisiert worden war, hat der Markt den Herstellern von Milch und Milchprodukten hohe Zuwachsraten beschert. Maßgeblich für diese Entwicklung waren die steigende Nachfrage im Inland und die zunehmenden Exportmöglichkeiten. Auch die innovative Produktentwicklung in Verbindung mit geänderten Verzehrsgewohnheiten dürfte den Absatz von einigen Produkten angeregt haben. Sehr hohe Steigerungsraten ergaben sich insbesondere bei den Milchmischerzeugnissen (Joghurt- und Kefirerzeugnisse) sowie bei den Käseerzeugnissen (Schmelz- und Großkäse). Demgegenüber sind die Steigerungsraten bei Magermilcherzeugnissen und Vollmilchpulver sowie Kondensmilch vergleichsweise bescheiden. Die Herstellung von Butter ist weiter stagnierend.

Wie bei der gesamten Produktion ist die Pro-Kopf-Produktion von Milch und Milchprodukten stark zurückgegangen. Die Abbildung 2.6 zeigt, dass sich die Pro-Kopf-Produktion im Zeitraum zwischen 1990 und 2003 recht unterschiedlich entwickelt hat. Während im Jahr 1990 mehr als 120 kg von Vollmilcherzeugnissen (umgerechnet in Milchäquivalent) pro Kopf produziert wurden, erreichte die Produktion in den Jahren zwischen 1997 und 2000 ihren Tiefpunkt und lag nur bei ca. 15 kg pro Kopf. In den letzten drei Jahren des Beobachtungszeitraums stieg allerdings die Produktion auf knapp 30 kg pro Kopf und entspricht einem Viertel des Niveaus von 1990. Die Butter- und Käseproduktion hat sich ähnlich entwickelt (vgl. Abbildung 2.6).

Abbildung 2.6: Pro-Kopf-Produktion von Milchprodukten 1990 bis 2003, kg



Quelle: Eigene Darstellung anhand der statistischen Angaben des STAATSSSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBU (verschiedene Jahrgänge).

Die dargestellten Veränderungen in der Produktion von Milch und Milcherzeugnisse kann auch durch die Entwicklungen auf der Nachfrageseite erklärt werden.

Die Nachfrage nach Milch und Milchprodukten ist seit Anfang der 90er Jahre deutlich vermindert. So lag der Pro-Kopf-Verbrauch von Milch und Milchprodukten 2000 bei 199 kg, während er 1990 noch 373 kg betrug, was einem Rückgang um ca. 43 % entspricht (vgl. Tabelle 2.24).

Tabelle 2.24: Pro-Kopf-Verbrauch von Milch und Milchprodukten, 1990 bis 2003

Jahr	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
kg ¹⁾	373,0	346,0	285,0	264,0	256,0	244,0	230,0	210,0	213,0	210,9	199,1	205,2	225,3	227,4
% ²⁾	100,0	92,8	76,4	70,8	68,6	65,4	61,7	56,3	57,1	56,5	53,4	55,0	60,4	61,0

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU (verschiedene Jahrgänge).

Anm.: ¹⁾ kg umgerechnet in Milchäquivalent; ²⁾ In % relativ zum Jahr 1990.

Aufgrund der unterschiedlichen Entwicklungen in der Produktion von Milch und einzelnen Milchprodukten hat sich vermutlich auch die Verbrauchsstruktur unterschiedlich entwickelt. Da die statistischen Angaben zum Verbrauch von einzelnen Molkereiprodukten nicht zur Verfügung stehen, kann dies an dieser Stelle nicht näher interpretiert werden.

2.4.2 Rentabilität ausgewählter Molkereiprodukte

Bis 2000 hat das Staatsstatistikkomitee der Ukraine einige Rentabilitätskennzahlen⁵⁷, u.a. zur Herstellung von ausgewählten Molkereierzeugnissen, im Statistischen Jahrbuch veröffentlicht. Diese Zahlen sind in Tabelle 2.25 wiedergegeben. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine war zwischen 1990 und 2000 die Produktion der wichtigsten Molkereiprodukte mit Ausnahme von Butter rentabel. Besonders hoch lag die Produktionsrentabilität bei der Herstellung von Kondensmilch. Die Rentabilitätsrate betrug dabei in den meisten Jahren dieses Zeitraums über 20 % (vgl. Tabelle 2.25).

Tabelle 2.25: Rentabilität der wichtigsten Molkereiprodukte 1990 bis 2000, in %

Herstellung von	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Butter	12,4	3,5	7,4	21,5	12,3	5,4	4,5	-0,8	-4,9	-0,5	-13,1
Käse	23,6	14,6	20,5	21,5	21,8	19,4	16,9	12,9	6,9	11,4	8,2
Kondensmilch	18,6	21,3	62,4	29,5	41,7	35,8	34,3	23,5	12,5	13,7	4,2

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1996 (S. 118) und 2000 (S. 104-106).

⁵⁷ Zur Berechnung der Rentabilität vgl. Fußnote 53.

Etwas niedriger lag die Rentabilitätsrate bei der Käseproduktion. Zwischen 1997 und 2000 sind mit der Butterproduktion negative Rentabilitätsraten verbunden. Im Laufe der Jahre sind die Rentabilitätsraten deutlich zurückgegangen. Hierbei ist zu bemerken, dass die Rentabilität der Milcherzeugung im Vergleich zur Produktion von Molkereiprodukten eine höhere negative Rate aufweist (vgl. Abschnitt 2.3.8).

2.5 Struktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie

2.5.1 *Milchverarbeitungsindustrie innerhalb der Ernährungsindustrie*

Bis 2001 wurden die statistischen Angaben nach den Allgemeinen Klassifikationen der Volkswirtschaftszweige⁵⁸ durch das Staatsstatistikkomitee der Ukraine erfasst und veröffentlicht. Im Rahmen der Harmonisierung der Statistik der Ukraine und der Europäischen Union (EU) wurden die Wirtschaftszweigklassifikationen an die statistische Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft⁵⁹ (NACE) und diese ihrerseits an die Internationale Systematik der Wirtschaftszweige (ISIC) der Vereinten Nationen angepasst. Diese Änderungen haben die Vergleichbarkeit der Branchendaten im Zeitablauf beeinträchtigt. Die vorliegende Arbeit ist sachlich beschränkt auf den Wirtschaftszweig Milchverarbeitungsindustrie.

Allerdings ist die Analyse des Wirtschaftszweiges auf Basis der statistischen Veröffentlichungen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine auch aus anderen Gründen erschwert. Zum einem wurden durch das Staatsstatistikkomitee der Ukraine die statistischen Angaben ohne Berücksichtigung der kleineren Betriebe und Genossenschaften und zum anderen aggregiert für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie veröffentlicht (vgl. Tabelle 2.26).

⁵⁸ Die Allgemeinen Klassifikationen der Zweige der Volkswirtschaft diente für die fachliche Gruppierung, die die Volkswirtschaft insgesamt unterteilt in 23 Volkswirtschaftsgruppen (sog. Einsteller) z.B. 1 = Industrie, in Volkswirtschaftszweige (sog. Zweisteller) z.B. 18 = Ernährungsindustrie und in Industriezweige (sog. Viersteller) z.B. 1820 = Fleisch- und Milchindustrie. Zur Klassifikation der Zweige der Volkswirtschaft vgl. <<http://www.statyst.kyiv-city.gov.ua/kved/>>.

⁵⁹ Zur internationalen Klassifikation der Wirtschaftszweige vgl. Datenbank des Statistischen Amtes der Europäischen Gemeinschaften (Eurostat) im Internet: <<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>>.

Tabelle 2.26: Zahl der Betriebe in der Ernährungsindustrie der Ukraine, 1993 bis 2000

Industriezweig	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Ernährungsindustrie insgesamt ¹⁾	2396	2508	2519	2568	2779	2702	2922	951 ²⁾
Davon:								
Genussmittelindustrie	1733	1811	1815	1832	1983	1854	1978	k.A.
Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie	648	681	686	711	769	812	905	916
Fischindustrie	15	16	18	25	27	36	39	35

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1993 (S. 102-103), 1994 (S. 124-125), 1995 (S. 154-155), 1996 (S. 111-112), 1997 (S. 90-91), 1998 (S. 108-109) und 2000 (S. 100-101).

Anm.: ¹⁾ Ernährungsindustrie umfasst 27 Industriezweige, darunter Zuckerindustrie, Brot- und Backwarenindustrie, Tabakindustrie usw.; ²⁾ Ohne Genussmittelindustrie.

Es empfiehlt sich somit nicht, aus diesen Zahlen zu weitgehende Schlussfolgerungen abzuleiten.

In dem Bestreben, eine möglichst umfassende Analyse der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie durchzuführen, wurden die einzelbetrieblichen Daten verwendet. Die Daten wurden von dem Staatsstatistikkomitee der Ukraine nach der neuen statistischen Systematik der Wirtschaftszweige für den Bereich der Milchverarbeitung (15.5) in zwei Klassen: Milchverarbeitung ohne Herstellung von Speiseeis (15.51) sowie Herstellung von Speiseeis (15.52) untergliedert und erfasst. Diese einzelbetrieblichen Daten umfassen disaggregierte Angaben zum Betriebsumsatz, zur Anzahl der Beschäftigten und zur Kostenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe sowie zur Rechtsform der Unternehmen. Die Daten wurden von der "Information and Analytic Agency" STATINFORMCONSULTING⁶⁰ aufbereitet und für die vorliegende Arbeit zur Verfügung gestellt. Diese Angaben beschränken sich aber auf den Zeitraum von 2001 bis 2004. Demzufolge ist es mit Hilfe dieser Daten nicht möglich, auch Aufschlüsse über langfristige Entwicklungstendenzen zu geben.

Die in Tabelle 2.27 wiedergegebene Umsatzstatistik und die in Tabelle 2.28 aufgeführten Zahlen zu den Beschäftigten geben einen Überblick über die Stellung der Milchverarbeitungsindustrie in der Ernährungsindustrie. Die Milchverarbeitungsindustrie gehört mit einem Umsatz von rund 12,2 Mrd. UAH und einer Zahl von 88,5 Tsd. Beschäftigten zu den größten und wichtigsten Industriezweigen in der Ukraine (vgl. Tabelle 2.7).

⁶⁰ Zur "Information and Analytic Agency" STATINFORMCONSULTING, vgl. <<http://www.statinform.com>>.

Tabelle 2.27: Umsatz in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie, 2001 bis 2004

Wirtschaftszweig	2001		2002		2003		2004	
	Mrd. UAH	%	Mrd. UAH	%	Mrd. UAH	%	Mrd. UAH	%
Milchverarbeitung	6,6	16,5	7,0	16,0	9,2	16,9	12,2	19,2
Milchverarbeitung (o.H.v. Speiseeis)	6,1	15,1	6,3	14,5	8,5	15,6	11,3	17,9
H.v. Speiseeis	0,5	1,3	0,7	1,5	0,7	1,3	0,9	1,4
Nachrichtlich: Ernährungsindustrie	40,3	100,0	43,9	100,0	54,6	100,0	63,3	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006) und der statistischen Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2001 (S. 114), 2002 (S. 118), 2003 (S. 106-107) und 2004 (S. 107).

Damit liegt der Anteil der Milchverarbeitungsbranche am Gesamtumsatz der Ernährungsindustrie im Jahr 2004 bei 19,2 %. Der Umsatz in den Unternehmen der Ernährungsindustrie konnte 2004 nominal um 15,9 Prozent zum Vorjahr auf 63,3 Mrd. UAH gesteigert werden. Demnach wuchs der Umsatz in der Milchverarbeitungsindustrie gegenüber 2003 um 32,6 Prozent auf 12,2 Mrd. UAH.

Zum Vergleich sei darauf hingewiesen, dass die Ernährungsindustrie Deutschlands im Jahr 2003 einen Umsatz (ohne Umsatzsteuer) von etwa 127,3 Mrd. € erwirtschaftete. Dabei lag der Umsatz in der Milchverarbeitungsindustrie mit einer Anteil von ca. 17,2 % bei rund 21,9 Mrd. €⁶¹. So nimmt die Milchverarbeitungsindustrie in der Ernährungsindustrie der Ukraine eine etwa gleiche relative Stellung wie die Milchverarbeitungsindustrie in Deutschland ein.

Neben dem Wert des Umsatzes spielen die Angaben zur Beschäftigungsstatistik bei der Darstellung der gesamtwirtschaftlichen Bedeutung des Wirtschaftszweiges eine Rolle. Der auf die gesamte Ernährungsindustrie bezogene Anteil der Beschäftigten der Milchverarbeitungsindustrie ist etwa der gleiche wie der des Umsatzes. Die Anzahl der Beschäftigten der Milchverarbeitungsindustrie lag im Jahr 2001 bei 81,0 Tsd. Personen, was einen Anteil von 16,7 Prozent bezogen auf die ukrainische Ernährungsindustrie insgesamt ausmachte (vgl. Tabelle 2.28).

⁶¹ Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 260).

Tabelle 2.28: Anzahl der Beschäftigten in der Ernährungsindustrie, 2001 bis 2004

Wirtschaftszweig	2001		2002		2003		2004	
	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%
Milchverarbeitung	81,0	16,7	82,7	17,8	83,1	18,7	88,5	19,6
Milchverarbeitung (o.H.v. Speiseeis)	74,3	15,3	74,7	16,1	74,1	16,7	79,1	17,5
H.v. Speiseeis	6,8	1,4	8,0	1,7	9,0	2,0	9,4	2,1
Nachrichtlich: Ernährungsindustrie	485,0	100,0	464,0	100,0	445,0	100,0	452,0	100,0

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 403) und 2004 (S. 404). Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Im Gegensatz zur Senkung der Beschäftigungszahlen in der Ernährungsindustrie weist die Zahl der Beschäftigten der Milchverarbeitungsindustrie in dem Zeitraum von 2001 bis 2004 einen Anstieg auf. Mit einem Plus von 5,4 Tsd. Beschäftigten zum Vorjahr sind 88,5 Tsd. Personen im Jahr 2004 in der Milchverarbeitungsbranche tätig gewesen und damit rund 19,6 Prozent der Beschäftigten der Ernährungsindustrie.

Im Vergleich zur Ukraine sind in Deutschland in der Ernährungsindustrie deutlich mehr Beschäftigte tätig, und zwar ca. 525,3 Tausend⁶². In der Milchverarbeitungsindustrie Deutschlands ist jedoch nur die Hälfte der Beschäftigten tätig gewesen im Vergleich zur Ukraine. So gab es im Jahr 2003 nur 39,7 Tsd. Beschäftigte, was im Vergleich zur Ukraine einen deutlich kleineren Anteil an der gesamten Zahl der Beschäftigten in der Ernährungsindustrie von 7,6 % ausmacht.

2.5.2 Anzahl und Betriebsgrößenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe

Für die Analyse der Marktstruktur hat die Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe und ihre Größenverteilung eine besondere Bedeutung. Die Tabelle 2.29 fasst die Zahl der Betriebe (Örtliche Einheiten) zusammen. Insgesamt zählte die ukrainische Ernährungsindustrie im Jahr 2004 ca. 8,8 Tsd. Betriebe. Dabei umfasste allein die Milchverarbeitungsindustrie im gleichen Jahr 610 Betriebe⁶³. In verschiedenen Literaturquellen werden verschiedene Angaben zur Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine genannt. Nach Angaben der Bundesstelle für Außenhandelsinformation soll es (um 1994) insgesamt etwa 680 Betriebe in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie gegeben haben (vgl. LICHTER, 1994, S. 17). Nach PAWLOWSKI et al. (2001, S. 137) existierten

⁶² Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 257).

⁶³ Die Betriebe sind nach Rechtsformen und Betriebsgrößen sehr unterschiedlich vgl. dazu Abschnitt 2.5.3.

(um 2000) ca. 300 Molkereien. Für diese Abweichung sind unterschiedliche Gründe zu nennen.

Erstens bezogen sich die Angaben in der Vergangenheit überwiegend auf die Industriebetriebe, die gemäß der Allgemeinen Klassifikationen der Volkswirtschaftszweige⁶⁴ der Fleisch- und Milchindustrie zugeordnet worden waren. Zweitens, die Angaben sind vermutlich deshalb so unterschiedlich, weil es in der Ukraine im Milchverarbeitungssektor je nach Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe unterschiedliche Bezeichnungen gibt⁶⁵. Drittens erstreckten sich die statistischen Erhebungen in der Ernährungsindustrie, u.a. zur Anzahl der Beschäftigten in der Regel auf Betriebe ab 20 Beschäftigten (vgl. SJBU, 2003, S. 401).

In der vorliegenden Studie wurden allerdings sämtliche Betriebe von Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine berücksichtigt. Aus diesem Grund können die Angaben zur Anzahl der Betriebe und der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie leicht von den Angaben in offiziellen Statistiken abweichen. Außerdem sind in den bisherigen offiziellen statistischen Veröffentlichungen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine die Daten für die Milchverarbeitungsindustrie aggregiert veröffentlicht. Damit bestehen keine Möglichkeiten, die offiziellen statistischen Angaben mit den Eigenberechnungen, die in der vorliegenden Arbeit auf Basis der einzelbetrieblichen Daten durchgeführt worden sind, zu vergleichen. Wie Tabelle 2.29 zeigt, sank die Gesamtzahl der Milchverarbeitungsbetriebe zwischen 2001 und 2004 um 61 auf 610 (vgl. Tabelle 2.29).

Tabelle 2.29: Anzahl der Betriebe in der Milchverarbeitungsindustrie, 2001 bis 2004

Wirtschaftszweig	2001		2002		2003		2004	
	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
Milchverarbeitung	671	7,4	657	7,2	649	7,1	610	7,4
Milchverarbeitung (o.H.v. Speiseeis)	601	6,6	581	6,4	569	6,2	530	6,0
H.v. Speiseeis	70	0,8	76	0,8	80	0,9	80	0,9
Nachrichtlich: Ernährungsindustrie	9079	100,0	9107	100,0	9167	100,0	8777	100,0

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2001 (S. 115), 2003 (S. 107) und 2004 (S. 108). Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Die Zahl der Betriebe insgesamt in der Ernährungsindustrie ist zwischen 2001 und 2003 leicht angestiegen, 2004 ging sie um 390 Betriebe zurück. Die Zahlen sind allerdings im Zeitablauf nicht vollständig verfügbar, weil

⁶⁴ Vgl. Fußnote 56.

⁶⁵ Zur Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe vgl. Abschnitt 2.5.5.

des Staatsstatistikkomitees der Ukraine den statistischen Erhebungskreis im Jahr 2001 erweitert hat (vgl. Abschnitt 2.5.1).

Die Ukraine verfügt im Vergleich zu anderen Ländern über eine relativ große Anzahl von Betrieben sowohl insgesamt in der Ernährungsindustrie als auch in der Milchverarbeitungsindustrie. Während Deutschland insgesamt im Jahr 2003 in der Ernährungsindustrie ca. 5,9 Tsd. Betriebe (örtlichen Einheiten) existieren, gab es in der Milchverarbeitungsindustrie nur 261 Betriebe. Dabei ging die Zahl der Betriebe in der Milchverarbeitungsindustrie Deutschlands zwischen 1997 und 2003 um 53 Betriebe zurück⁶⁶.

Im Hinblick auf die Anzahl der Beschäftigten je Betrieb sind in der Ukraine die Betriebsstrukturen in der Milchverarbeitungsindustrie etwas größer strukturiert als im Durchschnitt der Ernährungsbranche, die von einer vorrangig klein- und mittelständigen Unternehmensstruktur geprägt ist. Die Tabelle 2.30 fasst einige Angaben zur Anzahl der Beschäftigten je Betrieb zusammen. Die durchschnittliche Zahl der Beschäftigten in der Ernährungsindustrie liegt bei ca. 50 Personen je Betrieb. In den Betrieben der Milchverarbeitungsindustrie ist sie dagegen fast dreimal so hoch wie in der Ernährungsbranche insgesamt. Während die Anzahl der Beschäftigten je Betrieb in der Ernährungsbranche weitgehend konstant blieb bzw. sogar leicht gesunken ist, stieg die durchschnittliche Zahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie im Jahr 2004 gegenüber dem Vorjahr um 23 Beschäftigte je Betrieb (vgl. Tabelle 2.30).

Tabelle 2.30: Anzahl der Beschäftigten je Milchverarbeitungsbetrieb, 2001 bis 2004

Wirtschaftszweig	2001	2002	2003	2004
Milchverarbeitung	121	126	128	145
Milchverarbeitung (o.H.v. Speiseeis)	124	129	130	149
H.v. Speiseeis	97	105	113	118
nachrichtlich: Ernährungsindustrie	53	51	49	51

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006) und der statistischen Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2001 (S. 115), 2003 (S. 107, 403) und 2004 (S. 108, 404).

Im Vergleich zu Deutschland ist die Betriebsgrößenstruktur nach Anzahl der Beschäftigten je Betrieb in der Ukraine sowohl in der Ernährungs- als auch in der Milchverarbeitungsindustrie etwas kleiner. Im Jahr 2003 gab es in Deutschland rund 89 Beschäftigte in der Ernährungsindustrie und ca. 152 je Betrieb in der Milchverarbeitungsindustrie.

⁶⁶ Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 256; 1999, S. 264). Die Angaben beziehen sich auf Betriebe des Produzierenden Ernährungsgewerbes mit i.d.R. mindestens 20 Beschäftigten.

Wie Tabelle 2.31 zeigt, sind, im Vergleich zur Ernährungsindustrie, die Betriebe der Milchverarbeitungsindustrie in der Ukraine gemessen am Umsatz je Betrieb größer, gemessen am Umsatz je Beschäftigten etwas kleiner strukturiert.

Tabelle 2.31: Umsatz je Milchverarbeitungsbetrieb und je Beschäftigten, 2001 bis 2004

Wirtschaftszweig	In Mio. UAH je Betrieb				In Tsd. UAH je Beschäftigten			
	2001	2002	2003	2004	2001	2002	2003	2004
Milchverarbeitung	9,8	10,7	14,2	20,0	81,5	84,8	110,9	137,6
Milchverarbeitung (o.H.v. Speiseeis)	10,1	10,9	14,9	21,3	82,1	85,0	114,7	142,9
H.v. Speiseeis	7,1	8,8	9,0	10,9	73,5	83,5	79,7	92,9
Nachrichtlich: Ernährungsindustrie	4,4	4,8	6,0	7,2	83,0	94,5	122,8	140,1

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006) und der statistischen Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine: SJBU für die Jahrgänge 2001 (S. 114-115), 2002 (S. 118), 2003 (S. 106-107, 403) und 2004 (S. 107-108, 404).

Der Umsatz hat sich gegenüber dem Jahr 2003 von 14,2 auf 20,0 Mio. UAH je Betrieb und von 110,9 auf 137,6 Tsd. je Beschäftigten im Jahr 2004 erhöht. Während der Umsatz je Betrieb nominal um 40,8 % angestiegen ist, stieg der Umsatz je Beschäftigten nur um 24,1 % an. Der Grund dafür ist die sinkende Zahl der Betriebe und der Anstieg der Beschäftigung in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie.

Vergleicht man den Umsatz je Betrieb und je Beschäftigten für die Bundesrepublik Deutschland mit den entsprechenden Angaben für die Ukraine, so sind sowohl große Ähnlichkeiten als auch bestimmte Unterschiede in den Betriebsstrukturen zwischen beiden Ländern festzustellen. Sowohl in der Ukraine als auch in Deutschland ist der Umsatz je Betrieb in der Ernährungsindustrie kleiner als in der Milchverarbeitungsindustrie. Während der Umsatz je Betrieb in der Ernährungsindustrie Deutschlands im Jahr 2003 ca. 21,6 Mio. € beträgt, sind es in der Milchverarbeitungsindustrie ca. 83,9 Mio. €. Der Umsatz je Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie (ca. 551 Tsd. €) liegt in Deutschland (im Gegensatz zur Ukraine) über den Wert in der Ernährungsindustrie (ca. 242 Tsd. €)⁶⁷.

Zur Darstellung der Betriebsstrukturen, wurden die Milchverarbeitungsbetriebe zunächst in sechs Umsatzgrößenklassen eingeteilt. Dabei sind im Vergleich der Klassen erhebliche Unterschiede festzustellen. Die Angaben in der Tabelle 2.32 zeigen, dass es eine relativ kleine Anzahl von Milchverarbeitungsbetrieben in der Ukraine gibt, die einen Betriebsumsatz von mehr als 100 Mio. UAH

⁶⁷ Vgl. ebenda.

erwirtschaftet. Allerdings stieg in den letzten drei Jahren die Anzahl der Molkereien in dieser Klasse um 20 Betriebe an. Die Mehrzahl der Milchverarbeitungsbetriebe ist im Hinblick auf den Betriebsumsatz den kleinen Betrieben zu zurechnen. Im Jahr 2004 erzielten etwas mehr als 30 % aller Molkereien einen Umsatz von weniger als 1 Mio. UAH, darunter ca. 23,4 % aller Betriebe mit weniger als 500 Tsd. UAH Umsatz (vgl. Tabelle 2.32).

Tabelle 2.32: Zahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Umsatzgrößenklassen, 2001 bis 2004

Betriebe mit ... bis ... Umsatz, Tsd. UAH	2001		2002		2003		2004	
	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
< 100	88	13,0	93	14,2	77	11,9	72	11,8
100 - 499	94	13,9	91	13,9	98	15,1	71	11,6
500 - 999	55	8,1	41	6,2	46	7,1	43	7,0
1000 - 9.000	264	39,1	272	41,4	214	33,0	185	30,3
10.000 - 99.000	166	24,6	151	23,0	197	30,4	211	34,6
100.000 >	8	1,2	9	1,4	17	2,6	28	4,6
Betriebe insgesamt	675	100,0	657	100,0	649	100,0	610	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Für die weitere Analyse werden die Betriebe im Folgenden nach Beschäftigtengrößenklassen in 9 Gruppen eingeteilt. In Hinsicht auf die Verteilung der Milchverarbeitungsbetriebe nach Beschäftigtengrößenklassen sind etwa die gleichen Schlussfolgerungen wie bei der Untersuchung der Umsatzgrößenklassen zu ziehen. Die überwiegende Mehrheit der Betriebe ist klein. Etwa die Hälfte beschäftigt weniger als 50 Mitarbeiter (vgl. Tabelle 2.33).

Tabelle 2.33: Zahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Beschäftigtengrößenklassen, 2001 bis 2004

Betriebe mit ... bis ... Beschäftigten	2001		2002		2003		2004	
	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
1 - 9	113	17,0	116	17,8	112	17,6	113	18,7
10 - 19	59	8,9	50	7,7	71	11,2	66	10,9
20 - 49	125	18,8	123	18,9	115	18,1	106	17,6
50 - 99	118	17,7	112	17,2	100	15,7	73	12,1
100 - 199	122	18,3	115	17,7	98	15,4	99	16,4
200 - 299	71	10,7	58	8,9	61	9,6	52	8,6
300 - 499	30	4,5	45	6,9	19	3,0	53	8,8
500 - 999	28	4,2	28	4,3	55	8,6	34	5,6
1000 u. mehr	0	0,0	3	0,5	5	0,8	7	1,2
Betriebe insgesamt	666	100,0	650	100,0	636	100,0	603	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Ein Drittel aller Betriebe beschäftigt zwischen 100 und 500 Arbeitnehmer. Die Daten zeigen, dass es noch im Jahr 2001 keine Molkerei in der Ukraine gab, die mehr als Tausend Arbeitskräfte beschäftigte. Allerdings schon in den

letzten drei Jahren stieg die Anzahl der Betriebe mit Tausend und mehr Beschäftigten auf 7 Molkereien an. Die meisten der großstrukturierten Milchverarbeitungsunternehmen befinden sich in den größten Städten der Ukraine⁶⁸.

Auf den ersten Blick ist es ein etwas überraschendes Ergebnis, dass es in der Ukraine mehr als 100 Betriebe gibt, die zwischen 1 und 9 Beschäftigte haben. Allerdings kann aufgrund des Vergleiches der Angaben zu dieser Beschäftigtengrößenklasse in der Ukraine und in Deutschland festgestellt werden, dass es auch in Deutschland industrielle Kleinbetriebe der Milchverarbeitungsindustrie gibt⁶⁹. Im Gegensatz zu der Ukraine gab es in Deutschland aber nur drei Milchverarbeitungsbetriebe, die mehr als Tausend Arbeitskräfte beschäftigten⁷⁰.

In der Tabelle 2.34 ist die Zahl der Beschäftigten nach Beschäftigtengrößenklassen und deren jeweiliger Anteil an den Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie insgesamt zusammengefasst. Dabei ist festzustellen, dass die Anzahl der Beschäftigten sowohl in den kleinstrukturierten Betrieben mit einer Anzahl der Beschäftigten von 1 bis 49 Personen als auch in den mittelständischen Unternehmen mit einer Anzahl der Beschäftigten von 50 bis 299 Personen zurückgeht.

Tabelle 2.34: Zahl der Beschäftigten nach Beschäftigtengrößenklassen der Betriebe, 2001 bis 2004

Betriebe mit ... bis ... Beschäftigten	2001		2002		2003		2004	
	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
1 - 9	463	0,6	485	0,6	477	0,6	480	0,5
10 - 19	853	1,1	688	0,8	1038	1,2	942	1,1
20 - 49	4318	5,3	4249	5,1	4029	4,8	3569	4,0
50 - 99	8631	10,7	8163	9,9	7295	8,8	5371	6,1
100 - 199	17703	21,8	16569	20,0	13983	16,8	14174	16,0
200 - 299	12858	15,9	14133	17,1	15988	19,2	12606	14,2
300 - 499	17902	22,1	16959	20,5	17125	20,6	20205	22,8
500 - 999	18312	22,6	18168	22,0	17585	21,2	22392	25,3
1000 u. mehr	0	0,0	3329	4,0	5561	6,7	8733	9,9
Beschäftigten insgesamt	81040	100,0	82.743	100,0	83.081	100,0	88.472	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Der Anteil der Beschäftigten in den Milchverarbeitungsbetrieben mit über 500 Beschäftigten hat zugenommen. Die Anteile der Beschäftigtengrößenklassen lassen sich zwischen der Ukraine und Deutschland leicht vergleichen,

⁶⁸ Vgl. die Abbildung 2.8: Verteilung der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine im Jahr 2003.

⁶⁹ So beträgt die Zahl der Kleinbetriebe in Deutschland im Jahr 2002 91. Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 266).

⁷⁰ Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 263).

weil diese Anteile der Betriebe mit einer ähnlichen Anzahl der Beschäftigten in den beiden Ländern etwa auf dem gleichen Niveau liegen⁷¹.

Aus der Analyse der Betriebsgrößenstruktur ist deutlich zu erkennen, dass die Betriebsgröße der ukrainischen Milchverarbeitungsbetriebe in den letzten drei Jahren gestiegen ist. Als Hauptgrund dafür ist zu nennen, dass die Milchverarbeitungsbetriebe, die ihre wirtschaftliche Tätigkeit fortgesetzt haben, versucht haben, dem Erfordernis einer besseren Kostenstruktur für ihre Betriebe gerecht zu werden. Diese Veränderung der Betriebsstruktur war bei größeren Milchverarbeitungsbetrieben wie z.B. ab 1000 Beschäftigten besonderes deutlich. In der Tabelle 2.35 ist die Umsatzverteilung nach Beschäftigtengrößenklassen zusammengestellt. Etwa 5 % des Gesamtumsatzes wurde in den kleinstrukturierten Milchverarbeitungsbetrieben erzielt. Die mittelständischen Betriebe mit einer Zahl der Beschäftigten zwischen 50 und 500 haben mehr als die Hälfte des Gesamtumsatzes erzielt, während ca. ein Drittel an die Großbetriebe geht.

Tabelle 2.35: Umsatz der Milchverarbeitungsbetriebe nach Beschäftigtengrößenklassen, 2001 bis 2004

Betriebe mit ... bis ... Be- schäftigten	2001		2002		2003		2004	
	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%
1 - 9	47.361,5	0,7	43.646,0	0,6	65.696,8	0,7	135.152,8	1,1
10 - 19	77.691,0	1,2	54.380,7	0,8	141.765,8	1,6	215.905,4	1,8
20 - 49	296.179,3	4,5	251.064,2	3,7	408.117,7	4,6	262.491,9	2,2
50 - 99	535.112,0	8,1	582.415,9	8,6	619.831,7	7,0	498.788,8	4,1
100 - 199	1.170.033,4	17,8	1.234.426,5	18,2	1.329.195,4	15,0	1.546.555,5	12,7
200 - 299	839.203,9	12,8	952.068,7	14,1	1.329.548,8	15,0	1.473.967,0	12,1
300 - 499	1.766.150,0	26,9	1.371.549,9	20,3	2.013.878,4	22,7	3.075.898,5	25,3
500 - 999	1.843.059,1	28,0	1.933.507,2	28,6	2.177.830,8	24,6	3.594.152,2	29,5
1000 u. mehr	0,0	0,0	341.607,9	5,0	778.355,2	8,8	1.370.072,5	11,3
Umsatz insgesamt	6.574.790,2	100,0	6.764.667,0	100,0	8.864.220,6	100,0	12.172.984,6	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Vergleicht man die Angaben zum Umsatz nach Beschäftigtengrößenklassen mit denen in Deutschland, so stellt man fest, dass die Umsatzverteilung in den Kleinbetrieben etwa auf einem ähnlichen Niveau liegt. Im Gegensatz zu der Ukraine ist allerdings der Umsatzanteil in den mittelständischen Milchverarbeitungsbetrieben Deutschlands etwas größer⁷².

⁷¹ Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 264).

⁷² Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 265).

2.5.3 Unternehmensrechtsformen und Eigentumsverhältnisse

In diesem Abschnitt werden die statistischen Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine hinsichtlich der Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse untersucht. Dabei wurden die statistischen Angaben über die Entwicklung der Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe sowohl nach Eigentumsformen (u.a. Staats-, Kommunal-, Kollektiv-, Privatbetriebe und Eigentum der ausländischen Unternehmen und juristischen Personen von anderen Staaten) als auch nach Rechtsformen (u.a. offene Aktiengesellschaften (OAG), geschlossene Aktiengesellschaften (GAG), GmbH, Genossenschaften, Pachtbetriebe und Kleinbetriebe) gruppiert und analysiert.

Die Milchverarbeitungsindustrie ist bereits seit Jahren einer der fortgeschrittenen Wirtschaftszweige der Ukraine, die sich im Vergleich zu anderen Industriezweigen des Ernährungssektors relativ schnell an tiefgreifende Veränderungen der Rahmenbedingungen des Übergangs von der Plan- zur Marktwirtschaft angepasst hat. Tabelle 2.36 macht zum einen deutlich, unter Verwendung welcher Rechtsform die ehemaligen staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine privatisiert wurden und zum anderen, welche Verschiebungen es zwischen 2001 und 2004 in der Struktur der Rechtsformen gegeben hat.

Tabelle 2.36: Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen, 2001 bis 2004

Rechtsform	2001		2002		2003		2004	
	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%	Zahl	%
Betriebe insgesamt	675	100,0	657	100,0	649	100,0	610	100,0
Einzelunternehmen	74	11,0	71	10,8	80	12,3	77	12,6
Jur. Personen des privaten Rechts	596	88,3	583	88,7	568	87,5	530	86,9
Davon:								
Genossenschaften	2	0,3	3	0,5	5	0,8	4	0,7
GmbH	194	28,7	205	31,2	221	34,1	220	36,1
Aktiengesellschaften	334	49,5	309	47,0	278	42,8	257	42,1
Davon:								
OAG	226	33,5	212	32,3	193	29,7	172	28,2
GAG	108	16,0	97	14,8	85	13,1	85	13,9
Sonstige jur. Personen	66	9,8	66	10,0	64	9,9	49	8,0
Jur. Personen des öffentl. Rechts	5	0,7	3	0,5	1	0,2	3	0,5

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

In den letzten zwei Jahren sind weitere Einzelunternehmen entstanden, während die Zahl der juristischen Personen des privaten Rechts zurückgegangen ist. Der Anteil der Einzelunternehmen hat somit weiter leicht zugenommen. Insgesamt wurden im Jahr 2004 rd. 530 juristische Personen des privaten Rechts erfasst, dies sind 66 Betriebe weniger als 2001. Die Zahl der Aktiengesellschaften war weiterhin rückläufig und die der GmbH zunehmend. Der Anteil der Genossenschaften blieb in der Ukraine weiterhin gering. Außer den Genossenschaften,

den Aktiengesellschaften und den GmbH gibt es in der Ukraine sonstige juristische Personen, die sehr unterschiedliche Unternehmensformen bilden. So gab es im Jahr 2004 in der Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine 37 Jointventure, 7 Kollektivbetriebe, zwei Konsortien, einen Tochterbetrieb, einen Betrieb mit 100 % Auslandsinvestitionen. Insgesamt ist der Anteil der sonstigen juristischen Personen gering und liegt in allen Jahren zwischen 8 % und 10 %.

Zum Vergleich gibt es dagegen in anderen Ländern eine relativ große Anzahl von Milchverarbeitungsbetrieben, die nach ihrer Rechtsform als Genossenschaften organisiert sind. So gab es z.B. in Deutschland im Jahr 2000 von 285 Milchverarbeitungsbetrieben 100 Genossenschaften, 115 Kapitalgesellschaften sowie 70 Einzelfirmen und Personengesellschaften⁷³.

Die einzelbetrieblichen Umsatzdaten nach Rechtsformen zeigen, dass die Milchverarbeitungsbetriebe, die sich in der Hand von juristischen Personen befinden, rd. 97 % des gesamten Umsatzes erwirtschaften (vgl. Tabelle 2.37).

Tabelle 2.37: Umsatz der Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen, 2001 bis 2004

Rechtsform	2001		2002		2003		2004	
	Mio. UAH	%	Mio. UAH	%	Mio. UAH	%	Mio. UAH	%
Umsatz insgesamt	6.625,3	100,0	7.014,8	100,0	9.218,9	100,0	12.179,6	100,0
Einzelunternehmen	166,1	2,5	162,5	2,3	281,8	3,1	358,8	2,9
Jur. Pers. des privaten Rechts	6.454,6	97,4	6.851,1	97,7	8.935,4	96,9	11.815,3	97,0
Davon:								
Genossenschaften	* ¹⁾	0,3	* ¹⁾	0,3	28,3	0,3	52,2	0,4
GmbH	1.013,6	15,3	1.422,1	20,3	1.861,6	20,2	2.402,6	19,7
Aktiengesellschaften	5.075,2	76,6	5.050,9	72,0	6.160,8	66,8	8.317,3	68,3
Davon:								
OAG	3.591,5	54,2	3.577,2	51,0	4.286,0	46,5	5.690,1	46,7
GAG	1.483,7	22,4	1.473,7	21,0	1.874,8	20,3	2.627,2	21,6
Sonst. jur. Personen	345,6	5,2	357,2	5,1	884,7	9,6	1.043,3	8,6
Jur. Pers. des öffentl. Rechts	4,4	0,1	1,1	0,0	1,5	0,0	5,4	0,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Anm.: ¹⁾ Aus Gründen der Geheimhaltung nicht veröffentlicht, jedoch in der Gesamtsumme enthalten.

Der Umsatzanteil der offenen Aktiengesellschaften (OAG) lag im Jahr 2001 bei rd. 54,2 % und ist im Vergleich zum Jahr 2004 ca. um 8 Prozentpunkte zurückgegangen. Der Anteil der geschlossenen Aktiengesellschaften (GAG) blieb über die Jahre konstant und beträgt etwas mehr als 20 % des gesamten Umsatzes. Der Anteil des Umsatzes, der in GmbH erwirtschaftet wird, ist von

⁷³ Vgl. Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 233).

15,3 % im Jahr 2001 auf 19,7 % in 2004 angestiegen. Der Anteil der Einzelunternehmen und der juristischen Personen des öffentlichen Rechts am Gesamtumsatz blieb weiterhin gering.

In der Tabelle 2.38 ist die Beschäftigtenzahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen und deren jeweiliger Anteil an den Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie insgesamt zusammengefasst. Der Anteil der Beschäftigten in den juristischen Personen des privaten Rechts blieb über die Jahre 2001 bis 2004 konstant und beträgt ca. 97 %. Während die Anzahl der Beschäftigten insgesamt angestiegen ist, ging die Zahl der Beschäftigten in den offenen Aktiengesellschaften deutlich zurück, nämlich um 8,6 Prozentpunkte. Dagegen stieg die Zahl der Beschäftigten in den geschlossenen Aktiengesellschaften leicht an, aber der Anteil blieb mit ca. 21 % fast konstant.

Tabelle 2.38: Beschäftigtenzahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Rechtsformen, 2001 bis 2004

Rechtsform	2001		2002		2003		2004	
	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%	Tsd.	%
Beschäftigte insgesamt	81,0	100,0	82,7	100,0	83,1	100,0	88,5	100,0
Einzelunternehmen	1,9	2,3	2,0	2,4	2,4	2,9	2,5	2,9
Jur. Personen des privaten Rechts	79,0	97,4	80,6	97,4	80,6	97,0	85,7	96,9
Davon:								
Genossenschaften	* ¹⁾	0,2	* ¹⁾	0,5	0,5	0,6	0,7	0,8
GmbH	12,7	15,7	14,4	17,4	16,3	19,6	18,4	20,8
Aktiengesellschaften	61,5	75,9	60,9	73,7	58,7	70,6	59,3	67,0
Davon:								
OAG	44,0	54,3	43,5	52,5	41,5	50,0	40,4	45,7
GAG	17,5	21,6	17,5	21,1	17,2	20,7	18,9	21,3
Sonst. jur. Personen	4,5	5,6	4,9	5,9	5,1	6,2	7,3	8,3
Jur. Personen des öffentl. Rechts	0,2	0,3	0,1	0,1	0,0	0,0	0,2	0,2

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Anm.: ¹⁾ Aus Gründen der Geheimhaltung nicht veröffentlicht, jedoch in der Gesamtsumme enthalten.

Der Anteil der Beschäftigten, die in einer GmbH tätig sind, ist um 5,1 Prozentpunkte angestiegen. Im Jahr 2004 sind ca. 20,8 % aller Beschäftigten der Milchverarbeitungsindustrie in einer GmbH tätig gewesen. Der Anteil der Beschäftigten der Einzelunternehmen und der juristischen Personen des öffentlichen Rechts blieb dagegen gering.

2.5.4 Kostenstruktur der ukrainischen Molkereien

Gemäß den Finanzberichten der einzelnen Milchverarbeitungsbetriebe lässt sich die Kostenstruktur der Milchverarbeitungsindustrie in fünf Kategorien einteilen: (1) Materialien wie Rohmilch, Hilfs- und Betriebsstoffe, (2) Personalkosten, (3) Sozialausgaben, (4) Abschreibungen und (5) sonstige Kosten. Die

Materialkosten machen ca. 80 % der gesamten Produktionskosten aus (vgl. Tabelle 2.39).

Tabelle 2.39: Kostenstruktur der Milchverarbeitungsindustrie, 2001 bis 2004

Kostenart	2001		2002		2003		2004	
	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%	Tsd. UAH	%
Materialkosten	4.191.358,0	81,4	3.937.237,6	78,7	5.288.379,7	74,8	7.328.029,9	79,2
Personalkosten	279.716,5	5,4	333.576,0	6,7	404.736,7	5,7	522.857,6	5,7
Sozialausgaben	102.017,7	2,0	122.387,2	2,4	147.460,1	2,1	194.170,0	2,1
Abschreibungen	104.138,8	2,0	124.194,5	2,5	150.945,8	2,1	196.592,8	2,1
Sonstige	393.308,2	7,6	405.799,2	8,1	922.768,0	13,1	861.128,3	9,3
Insgesamt	5.152.225,9	100,0	5.004.307,4	100,0	7.069.076,6	100,0	9.249.883,1	100,0

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Dabei ist in Betracht zu ziehen, dass gut 70 % der Gesamtkosten allein auf die Rohmilch entfallen⁷⁴. Der Anteil der Personalkosten liegt zwischen 5,4 % und 6,7 %, der Anteil der Sozialausgaben und Abschreibungen bei ca. 2,0 bzw. 2,5 %. Zu den sonstigen Kosten, deren Anteil in den letzten Jahren etwas angestiegen ist und 2004 bei 9,3 % lag, gehören Mieten und Pachten, Werbe-, Büro- und Reisekosten u.a. Die Kostenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe in Deutschland lässt sich damit gut vergleichen. Zum Vergleich lag im Jahr 2002 der Anteil des Materialverbrauchs (ohne Einsatz von Handelsware) in Deutschland niedriger als in der Ukraine und machte insgesamt 66,8 % des Bruttoproduktionswertes aus⁷⁵. Der Anteil der Personalkosten ist dagegen etwas höher bei rd. 7,7 %. Der Anteil der Abschreibungen liegt in den beiden Ländern etwa auf dem gleichen Niveau und beträgt in Deutschland 1,9 % des Bruttoproduktionswertes. Der Anteil der sonstigen Kosten in der deutschen Milchverarbeitungsindustrie ist etwas höher und liegt bei 10,3 %.

Während die Kostenstruktur in der Milchverarbeitungsindustrie sich nicht stark geändert hat, haben sich allerdings die gesamten Milchverarbeitungskosten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie im Jahr 2004 nominal fast um die Hälfte im Vergleich zum Jahr 2001 auf 9,3 Mrd. UAH gesteigert. Dabei betragen allein die Materialkosten 7,3 Mrd. UAH. Hierbei ist zu bemerken, dass Unternehmen mit einem hohen Anteil von fixen Kosten an den gesamten Produktionskosten im Falle eines zyklischen oder saisonalen Angebotsrückgangs anfälliger sind, als Unternehmen mit einem kleineren Fixkostenanteil. Werden die Personalkosten, die Sozialausgaben und die Abschreibungskosten zu den

⁷⁴ Zur Kostenstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsunternehmen vgl. auch BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 123).

⁷⁵ Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 276)

Fixkosten gerechnet, ist ihr Anteil an den Gesamtkosten im Laufe der Jahre weithin konstant und liegt bei 10 %.

Tabelle 2.40: Milchverarbeitungskosten je Betrieb 2001 bis 2004, in Tsd. UAH

Kostenart	2001	2002	2003	2004
Materialkosten	6.246,4	5.992,8	8.148,5	12.013,2
Personalkosten	416,9	507,7	623,6	857,1
Sozialausgaben	152,0	186,3	227,2	318,3
Abschreibungen	155,2	189,0	232,6	322,3
Sonstige	586,2	617,7	1.421,8	1.411,7
Kosten insgesamt	7.678,4	7.616,9	10.892,3	15.163,7

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Unter Berücksichtigung der Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe und der Produktionskosten lassen sich in der Tabelle 2.40 bestimmte Schlussfolgerungen bezüglich der Änderung der Betriebsgrößenstruktur aufzeigen. Hier ist deutlich zu erkennen, dass die durchschnittliche Betriebsgröße der ukrainischen Milchverarbeitungsbetriebe im Laufe der Jahre weiter gestiegen ist. Die gesamten Produktionskosten der Milchverarbeitungsbetriebe lagen im Durchschnitt je Betrieb im Jahr 2001 bei 7,7 Mio. UAH. In drei Jahren haben sich diese allerdings um mehr als die Hälfte erhöht und lagen im Jahr 2004 bei 15,2 Mio. UAH je Betrieb.

Betrachtet man den Wert der Produktionskosten je Beschäftigten ist festzustellen, dass dieser trotz starken Anstiegs der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie angestiegen (vgl. Tabelle 2.41).

Tabelle 2.41: Milchverarbeitungskosten je Beschäftigten 2001 bis 2004, in Tsd. UAH

Kostenart	2001	2002	2003	2004
Materialkosten	51,7	47,6	63,7	82,8
Personalkosten	3,5	4,0	4,9	5,9
Sozialausgaben	1,3	1,5	1,8	2,2
Abschreibungen	1,3	1,5	1,8	2,2
Sonstige	4,9	4,9	11,1	9,7
Kosten insgesamt	63,6	60,5	85,1	104,6

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Insbesondere sind die Personalkosten angestiegen. Eine Arbeitskraft kostet im Jahr 2004 um 2,4 Tsd. UAH mehr als im Jahr 2001, da der Jahresarbeitslohn je Beschäftigten sich fast verdoppelt hat und im Jahr 2004 bei 5,9 Tsd. UAH je Beschäftigten lag.

2.5.5 Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe

Neben den anderen Merkmalen der zentralgeleiteten Planwirtschaft (zentrale Steuerung des Wirtschaftsprozesses, Festlegung von Preisen und Löhnen, Verstaatlichung der Produktionsmittel) gab es die Konzentration der Produktion auf hochspezialisierte Betriebe. Je nach Spezialisierung sind die Milchverarbeitungsbetriebe unterschiedlich benannt worden. Die Angaben zur Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine sind in den einzelnen Quellen auch deshalb so verschieden, weil es je nach Spezialisierung der Betriebe unterschiedliche Bezeichnungen gibt. So gehört zum Milchverarbeitungssektor sowohl die Molkerei (Molokozawod) und Käserei (Syrzawod) als auch das Butterwerk (Maslozawod), das Butter- und Käsewerk (Maslosyrzawod) sowie das Magertrockenmilchwerk (Zawod sukhowo obezhyrennogo moloka), das Milchkonservenwerk (Molotschnokonserwnyj zawod), das Ersatzvollmilchwerk (Zawod zamenitel zelnogo moloka) und das Sauermilchwerk (Zawod molotschnoj kysloty). Der ukrainische Milchverarbeitungssektor ist zum einen durch eine relativ starke Spezialisierung und zum anderen durch eine regionale Ungleichverteilung der Verarbeitungsbetriebe gekennzeichnet. Nach Angaben der Agentur *"Independent Producers of Goods and Services"* gab es 1996 in der Ukraine 527 Milchverarbeitungsbetriebe, darunter 203 Molkereien, 121 Butterwerke und 73 Käsereien sowie 18 Magertrockenmilchwerke und 12 Milchkonservenwerke (vgl. Tabelle 2.42).

Tabelle 2.42: Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe 1996

Spezialisierungsmerkmal	Anzahl der Betriebe	Anteil, in %
Molkerei	203	38,5
Butterwerk	121	23,0
Käserei	73	13,9
Butter- und Käsewerk	16	3,0
Magertrockenmilchwerk	18	3,4
Milchkonservenwerk	12	2,3
Ersatzvollmilchwerk	3	0,6
Sauermilchwerk	1	0,2
Übrige	80	15,2
Insgesamt	527	100,0

Quelle: Eigene Berechnungen anhand von Angaben der Agentur *"Independent Producers of Goods and Services"* der Ukraine (1997).

Unter den übrigen Betrieben befanden sich meistens landwirtschaftliche Großbetriebe mit eigener Milchbe- und -verarbeitung sowie auch neugegründete Jointventure, die sich auf die Milchverarbeitung und die Herstellung von Milch und Milchprodukten spezialisieren und sich sowohl mit den landwirtschaftlichen Großbetrieben als auch mit industriellen Milchverarbeitungsbetrieben zusammengeschlossen haben.

2.5.6 Kapazitätsauslastung

Wie in Abschnitt 2.3.4 dargestellt, ging die Rohmilchanlieferung an die Erfassungsbetriebe der Milchverarbeitungsindustrie von mehr als 14,9 Mio. t im Jahr 1991 um ca. 70 % auf 4,4 Mio. t im Jahr 2003 zurück. Entsprechend ist die Jahreskapazitätsauslastung der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie bei der Herstellung von Vollmilcherzeugnissen von 87,6 % im Jahr 1990 auf 11,7 % im Jahr 1999 gesunken (vgl. Tabelle 2.43).

Tabelle 2.43: Kapazitätsauslastung bei der Herstellung von Vollmilcherzeugnissen 1990 bis 1999, in %

Jahre	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1999
%	87,6	79,7	52,5	35,7	27,5	15,5	12,2	8,3	11,7

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1990 (S. 286), 1991 (S. 291), 1993 (S. 123), 1994 (S. 133), 1995 (S. 167), 1996 (S. 121), 1997 (S. 100) und 1999 (S. 120).

BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 108) weisen darauf hin, dass die Verarbeitungskapazität der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie bei rund 24 Mio. t liegt. Somit lag die durchschnittliche Jahreskapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie im Untersuchungszeitraum zwischen 1996 und 2003 bei weniger als 20 % und im Jahr 1997 sogar bei ungefähr 10 %, was aus der betriebswirtschaftlichen Sicht eine extrem schwache Kapazitätsauslastung ist. Für die in der Studie von BAKER und PROTCHENKO analysierten Molkereien bedeutet eine Kapazitätsauslastung von 31 % den minimalen Auslastungsgrad, bei dem überhaupt noch ein Gewinn erzielt werden kann (BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 128). Da die Milchanlieferung im Jahresverlauf stark schwankt⁷⁶, variiert natürlich auch die Kapazitätsauslastung über das Jahr hinweg stark (BAKER und PROTCHENKO, 1999, S. 123).

Die Analyse der Verarbeitungskapazität der einzelnen Molkereien zeigt, dass der durchschnittliche Milchverarbeitungsbetrieb der Ukraine eine Verarbeitungskapazität von ca. 78 t Rohmilch pro Tag hat. Für die Milchverarbeitungsbetriebe aufgeteilt nach Kapazitätsgrößenklassen ergibt sich, dass nur 6 von 332 untersuchten Milchverarbeitungsbetrieben in der Ukraine⁷⁷ über eine Kapazität von über 300 t pro Tag verfügen. Der Anteil der Betriebe mit einer Verarbeitungskapazität zwischen 100 und 200 Tonnen Rohmilch pro Tag liegt bei rd. 15 %, der der Betriebe mit einer Kapazität zwischen 200 und 300 Tonnen bei etwa 4 % (vgl. Tabelle 2.44).

⁷⁶ Vgl. PEREKHOZHUK (2004, S. 44-46).

⁷⁷ Zur Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine vgl. Abschnitt 2.5.2.

Tabelle 2.44: Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe nach Kapazitätsgrößenklassen 2003, Tonnen pro Tag

Kapazität (Tonnen pro Tag)	Anzahl der untersuchten Milchverarbeitungsbetriebe	Anteil in %
< 10	44	13,3
11 - 50	120	36,1
51 - 100	99	29,8
101 - 200	49	14,8
201 - 300	14	4,2
> 301	6	1,8
78,3 (Durchschnitt)	332 (Summe)	100,0

Quelle: Eigene Berechnung nach Angaben des Branchenverzeichnisses *"Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine"* für den Jahrgang 2003.

Trotz einer schwachen Auslastung von vorhandenen Milchverarbeitungskapazitäten wurde in der Ukraine die Produktionskapazität der Milchverarbeitungsindustrie ausgebaut. Der größte Anstieg der Produktionskapazität im Betrachtungszeitraum fiel, wie Tabelle 2.45 zeigt, in den Zeitraum von 1990 bis 1996.

Tabelle 2.45: Inbetriebnahme neuer Produktionskapazitäten 1990 bis 2003, Tonnen pro Schicht

Produkte	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003 ¹⁾
Vollmilch	334,2	185,5	307,9	282,7	96,1	218,6	194,2	129,8	101,3	46,4	37,1	31,0	70,0	11,4
Käse	1,7	0,0	1,0	0,8	4,2	0,6	11,7	2,1	0,0	0,7	5,0	2,5	40,1	0,5

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1994-2003.

Anm.: ¹⁾ Seit 2003 Tausend Tonnen pro Jahr.

Seit Mitte der 90er Jahre wird in die Herstellung von Vollmilcherzeugnissen etwas weniger investiert als in die Käseherstellung. Was die geplanten neuen Produktionskapazitäten angeht, so haben einige Investoren, wie z.B. die russische Kompanie "Will-Bill-Dann" und andere, in der Tat weitere Investitionen in neue Produktionskapazitäten offiziell angekündigt. Da im Laufe von mehr als 10 Jahren die Rohmilchanlieferung aus den landwirtschaftlichen Großbetrieben deutlich gesunken ist, ist trotz eines starken Anstiegs der Lieferung aus den Hauswirtschaften eine Steigerung der Kapazitätsauslastung ohne Betriebschließung nicht möglich. So ist in Zukunft eine zunehmende Konzentration in der Milchverarbeitungsindustrie zu erwarten. Für eine Analyse der Produktionstechnologie dieses Sektors bedeutet die schwache Kapazitätsauslastung, dass eine Produktion weniger mit konstanten oder abnehmenden, sondern eher mit zunehmenden Skalenerträgen zu erwarten ist⁷⁸.

⁷⁸ Vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999), SAUER (2002), ZORYA et al. (2003), PEREKHOZHUK (2003b und 2004).

2.5.7 Unternehmenskonzentration

2.5.7.1 Formen und Strategien von Unternehmenszusammenschlüssen

In der industrieökonomischen Literatur werden i.d.R. drei verschiedene Formen von Unternehmenszusammenschlüssen unterschieden (vgl. MARTIN, 1994, S. 257-290; BESTER, 2003, S. 133-162). Die Formen der Unternehmenskonzentration stehen in einer engen Beziehung zur Strategie, welche die Unternehmen für den Zusammenschluss auswählen. Die erste Form der Zusammenschlüsse unterscheidet sich von den übrigen Formen in ihrer ausgeprägten Konzentrationsstrategie und wird als horizontale Unternehmenskonzentration bezeichnet. Unternehmen, die eng verwandte Produkte auf dem gleichen Markt anbieten, schließen sich zusammen. Durch den Zusammenschluss können verschiedene Ziele erreicht werden, die aus volkswirtschaftlicher Sicht sowohl positive als auch negative Folgen haben können. Das grundlegende Ziel ist die Senkung der Produktionskosten. Hierdurch können eine höhere Effizienz und/oder eine größere Marktmacht erreicht werden. Die horizontale Unternehmenskonzentration begünstigt eine Verhaltenskoordination bzw. Verhaltensabstimmung (Kollusion) und beschränkt in diesem Fall den Wettbewerb auf dem Markt. Vermutlich um die Produktionskosten zu senken, haben sich einige Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine zusammengeschlossen. So hat z.B. zwischen 2000 und 2004 OAG "GALAKTON" (Kiew, Kiewer Gebiet) mit der OAG "KREMENCHUKTSKYI Stadtmilchwerk" (Kremenchuk, Poltavska Gebiet) fusioniert. Bereits im Jahr 2003 hat OAG "KREMENCHUKTSKYI Stadtmilchwerk" einen anderen Milchverarbeitungsbetrieb, OAG "SVITLOVODSKYY Butterkombinat" (Svitlovodsk, Kyrovogradska Gebiet), übernommen. Die horizontale Konzentration vollzieht sich in der Ukraine weiter.

Die zweite Form ist der vertikale Zusammenschluss von Unternehmen, die in einer potenziellen Käufer-Verkäufer-Beziehung stehen. Diese Form wird wegen der damit verbundenen ausgeprägten Integrationsstrategie in der Literatur als vertikale Integration bezeichnet. Den integrierten Unternehmen gehören verschiedene Produktionsstufen einer Erzeugnisgruppe an wie z.B. Erzeugung, Verarbeitung von Rohmilch und Herstellung von Molkereierzeugnissen. Der Preismechanismus als Koordinierungsinstrument verursacht Transaktionskosten wie z.B. Suchkosten, Verhandlungskosten, Überwachungskosten und andere Kosten. Zum Teil sind Transaktionen über den Markt schwer oder zu teuer zu organisieren. Ein Unternehmen, das sich für vertikale Integration entschieden hat, kann einen Teil derjenigen Transaktionen, die im Grunde genommen extern über Märkte abgewickelt werden können, selbst organisieren. Dabei unterscheidet man zwischen Rückwärtsintegration (Upstream-Integration) und Vorwärtsintegration (Downstream-Integration). Mit dem Ziel, die Rohstoffversorgung zu sichern, gab es einige Beispiele von Abhängigkeit landwirtschaftlicher Betriebe von den Molkereien durch bezogene Kredite oder Annahme der Landwirtschaftsbetriebe als Tochterbetriebe durch die Molkerei. Aufgrund der

schlechten Zahlungsbedingungen wurden von vielen Molkereien in den 90er Jahren eigene Verkaufsgeschäfte eingerichtet.

Aus ökonomischer Sicht können aufgrund der vertikalen Unternehmensintegration sowohl Vorteile als auch Nachteile entstehen. Einerseits führt die vertikale Integration zu einer Verstärkung der Marktstellung durch Sicherung der Bezugs- und Absatzwege. Andererseits führt die vertikale Integration zur Schaffung von Markteintrittsschranken für potentielle Konkurrenten. Vertikale Integration mit den vor- und nachgelagerten Wirtschaftsbereichen hat allerdings im Bereich der Milchverarbeitung keine breite Anwendung in der Ukraine gefunden.

Bei der dritten Form von Unternehmenszusammenschlüssen gibt es keine produktionstechnischen Gemeinsamkeiten der Unternehmen. Die Produktion und die Produkte der fusionierenden Unternehmen konkurrieren nicht miteinander. Es handelt sich um ein Konglomerat. Konglomerate sind Mischkonzerne, die eine Diversifikationsstrategie verfolgen. Sie haben kein eindeutig bestimmbares Haupttätigkeitsfeld und sind auf unterschiedlichen Märkten präsent. Dabei werden in der Literatur verschiedene Motive bzw. Gründe genannt, mit denen Zusammenschlüsse von unterschiedlichen Unternehmen zu einem konglomeraten Unternehmen erklärt werden sollen. Der Aufbau eines Konglomerats ist mit verschiedenen Synergieeffekten in der Produktion (z.B. gemeinsame Nutzung von Inputfaktoren), im Marketing (gemeinsame Nutzung des Vertriebssystems) oder in Forschung und Entwicklung verbunden. Derartige Unternehmen erreichen aufgrund ihrer Größe bessere finanzwirtschaftliche Konditionen bei der Beschaffung der Produktions- und Finanzmittel. Durch Unabhängigkeit der Einkommensströme, die aus den Transaktionen auf den einzelnen Märkten entstehen, kann bei konglomeraten Unternehmen das Unternehmensrisiko vermindert werden.

In der Ukraine existieren einige Beispiele für konglomerate Unternehmenszusammenschlüsse. So beschäftigt sich z.B. OAG "MARIUPOLSKYY Metallkombinat" neben der Metallproduktion auch mit der Erzeugung und Verarbeitung von landwirtschaftlichen Erzeugnissen, mit Herstellung und Absatz von Nahrungsmitteln sowie auch mit Dienstleistungen im Bereich der Luftverkehrs. Der Agroindustrielle Komplex des Metallkombinates befindet sich in 7 Rayons des Gebiets DONETSK, bewirtschaftet rd. 130 Tsd. ha landwirtschaftliche Nutzfläche, erzeugt jährlich 170 Tsd. t Getreide, 20 Tsd. t Sonnenblumenkerne, 10 Tsd. t Gemüse, 35 Tsd. t Rohmilch, 6 Tsd. t Fleisch, 26 Mio. Stück Eier und 30 t Wolle⁷⁹. In der Struktur des Kombirates gibt es einen eigenen

⁷⁹ Zur OAG "MARIUPOLSKYY Metallkombinat" vgl. <<http://www.ilyich.com.ua>>. (Letzter Zugriff: 23.06.2006)

Gaststätten- und Handelsbereich mit 47 Gaststättenbetrieben (Restaurants, Cafés, Bars) und vielen Einzelhandelsgeschäften sowie eigene Gemüse-, Fisch-, Fleisch- und Milchverarbeitungsbetriebe. Nach Angaben des Stellvertreters des Kombinatvorsitzenden und Leiters des Agroindustriellen Komplexes war das Hauptmotiv für den Aufbau des Konglomerats die Sicherstellung der Nahrungsmittelversorgung in der Kombinatiensbelegschaft, die aus mehr als 50 Tsd. Beschäftigten bestand, in der Übergangszeit von der Plan- zur Marktwirtschaft⁸⁰.

Der Ausbau diversifizierender Unternehmen hat allerdings in der Ukraine keine breite Entwicklung gefunden. Diese Form der Unternehmenskonzentration kann nur als Ausnahme betrachtet werden.

In der vorliegenden Arbeit wurden drei verschiedene Formen der Unternehmenskonzentration, die in der industrieökonomischen Literatur diskutiert werden, und ihre Entwicklungstendenzen am Beispiel der Unternehmenszusammenschlüsse in der ukrainischen Milchwirtschaft betrachtet. Die statistischen Angaben zu Unternehmenszusammenschlüssen zeigen, dass die horizontale Unternehmenskonzentration der ukrainischen Milchverarbeitungsbetriebe steigende Tendenz aufweist. Nach Angaben des staatlichen Antimonopolkomitees der Ukraine ist der Marktanteil der größten Molkerei in der Ukraine von 9,2 % im Jahr 2002 auf 12 % im Jahr 2003 angestiegen (vgl. BOJARUNETS, 2002).

In der Milchindustriebranche gibt es einen Trend zur Konzentration aufgrund des Kaufs der kleinen Molkereibetriebe durch Großmolkereiunternehmen. Der Kauf der Kiewer Molkerei Nr. 3 durch das Unternehmen "Will-Bill-Dann" verschärft wesentlich den Wettbewerb insbesondere in der Hauptstadt der Ukraine, wie Marktbeobachter prognostizieren (vgl. VASILJEVA, 2001). Dass das stärkste russische Unternehmen auf dem ukrainischen Milchmarkt auftritt, bedeutet keine Gefahr für große Molkereien (vgl. LAZARENKO, 2001). Wie man erwartet, werden Großinvestoren vor allem klassische Methoden des "Kampfs der Giganten", wie verstärkte Werbung, Marketingaktionen und Preissenkung anwenden. Die kleinen- und mittelständischen Milchverarbeitungsbetriebe sind nicht so optimistisch, weil sie keine Möglichkeit haben, solche Mittel zu verwenden. Es ist nicht ausgeschlossen, dass die Kleinmolkereibetriebe stillgelegt werden müssen, wie z.B. Molkereien, die weniger als 40-50 Tonnen Rohmilch pro Tag verarbeiten und deswegen unrentabel sind. In der Perspektive, wie Experten⁸¹ vorhersagen, werden sie in Erfassungsstellen für die Großmolkereien umgestaltet. Es gibt Pressemeldungen, dass gekaufte Kleinmolkereien meistens stillgelegt werden. So gab es z.B. früher zwischen den Molkereien

⁸⁰ Persönliche Mitteilung im Gespräch am 24.06.2004.

⁸¹ Vgl. BOJARUNETS (2002).

Kremenchuk (im Gebiet Poltava) und Svitlovodskyy (im Gebiet Kirovograd) einen Wettbewerb um Rohmilch (vgl. BABENKO, 2002). Später sind die beiden Molkereien von einem Investor gekauft worden. Eine Molkerei wurde stillgelegt und die andere als Erfassungsstelle für andere, größere Molkereien eingerichtet.

Nach Expertenangaben⁸² kontrollieren heute die 10 größten Milchverarbeitungsunternehmen 50 % des Marktes und die anderen 50 % sind auf 350-400 kleine Molkereien verteilt. Der Marktanteil der vier größten Milchverarbeitungsunternehmen stieg von 17 % im Jahr 1999 auf 28 % im Jahr 2001, wobei rund 12 % des ukrainischen Marktes für Milch und Milchprodukte vom größten Molkereiunternehmen beliefert werden. Experten schätzen, dass nach fünf Jahren nur noch 8-10 Milchverarbeitungsunternehmen in der Ukraine verbleiben (vgl. BOJARUNETS, 2002).

Da das Staatsstatistikkomitee der Ukraine bisher keine statistischen Angaben zu branchenspezifischen Konzentrationsraten bzw. zu anderen Konzentrationsmaßen veröffentlicht hat und da die horizontale Unternehmenskonzentration das Preissetzungsverhalten der Unternehmen bestimmen kann, wird im weiteren auf die Fragen der horizontalen Unternehmenskonzentration und der Konzentrationsmessung in der ukrainischen Milchverarbeitungsbranche eingegangen.

2.5.7.2 Konzentrationsmessung für die ukrainische Milchverarbeitungsbranche

Bei der Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf den Märkten wird von einem vermuteten Zusammenhang zwischen der Unternehmenskonzentration und der Marktmacht der auf dem Markt befindlichen Unternehmen ausgegangen. Für die Berechnung verschiedener Maße der Unternehmenskonzentration werden für die Monopolkommission durch die statistischen Ämter verschiedene konzentrationsstatistische Daten aufbereitet. Zumeist wird in der empirischen Forschung zur Beschreibung der Unternehmenskonzentration die branchenspezifische Konzentrationsrate für Unternehmen auf der Basis der Anteile der umsatzstärksten Unternehmen am Gesamtumsatz des jeweiligen Wirtschaftszweiges verwendet. Neben der Konzentrationsrate (CR) stehen noch weitere Kennzahlen zur Messung von Marktkonzentration zur Verfügung: Der Herfindahl-Hirschman-Index (HHI), der Rosenbluth- und der Gini-Koeffizient sowie der Variationskoeffizient und das Entropiemaß⁸³. Für die Konzentrationsberechnungen wird meistens auf die Umsätze (ohne Umsatzsteuer) der Unternehmen zurückgegriffen. Allerdings können Konzentrationsmaße auch nach der Beschäftigung oder der Wertschöpfung berechnet werden. Die konzentrationsstatistischen Daten werden z.B. in Deutschland vom

⁸² Vgl. ebenda.

⁸³ Vgl. Statistisches Bundesamt Deutschland (2001/2002, Fachserie 4, Reihe 4.2.3).

Statistischen Bundesamt veröffentlicht⁸⁴. Das Staatsstatistikkomitee der Ukraine veröffentlicht keine statistischen Angaben zur Unternehmenskonzentration in der Ukraine. Aus diesem Grund wird in der vorliegenden Arbeit versucht, die Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie darzustellen. Dabei werden die zur Verfügung stehenden einzelbetrieblichen Umsatzdaten sämtlicher Betriebe der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie verwendet. Zur Messung der Unternehmenskonzentration werden die beiden Konzentrationsmaße Konzentrationsrate und Herfindahl-Hirschman-Index ausgewählt.

Die Konzentrationsrate (CR_k) des jeweiligen Wirtschaftszweiges wird wie folgt berechnet, wobei unterstellt wird, dass die Unternehmen nach ihrer Größe geordnet sind:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k \frac{X_i}{X} = \sum_{i=1}^k s_i \quad (2.1)$$

wobei X_i der Umsatz des i -ten Unternehmens, X der Gesamtumsatz des jeweiligen Wirtschaftszweiges und s_i der Marktanteil des Unternehmens i ist. Bei der Berechnung ist die Wahl der Anzahl der berücksichtigten Unternehmen (k) willkürlich. Der Wert der (auf dem Umsatz bezogen) Konzentrationsrate CR_k gibt den Umsatzanteil der größten k Unternehmen in einem Markt wieder. Bei einem hohen Wert der Konzentrationsrate vermutet man häufig einen größeren Verhaltensspielraum der großen Unternehmen und damit Marktmacht im Vergleich zu einem Wirtschaftszweig mit niedrigerer Konzentrationsrate.

Ein ebenfalls gebräuchliches Konzentrationsmaß ist der Herfindahl-Hirschman-Index (HHI), der die quadrierten Marktanteile aller (auch der kleinsten) Unternehmen des jeweiligen Wirtschaftszweiges aufsummiert:

$$HHI = \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i}{X} \right)^2 = \sum_{i=1}^n s_i^2 \quad (2.2)$$

wobei n die Anzahl der Unternehmen des Wirtschaftszweiges ist. Wie für die Konzentrationsrate gilt für den Herfindahl-Hirschman-Index, dass er einen Wert im Bereich zwischen Null und Eins annehmen kann und er sein Maximum bei Eins annimmt, wenn der gesamte Output von einem Monopolisten produziert wird. Haben alle Unternehmen den gleichen Marktanteil, dann ist $HHI = 1/n$. Je kleiner der Index, desto kleiner ist die Konzentration im betrachteten Markt. Der Herfindahl-Hirschman-Index besitzt weiterhin die Eigenschaft, dass die Anteile der kleinen Unternehmen bei der Berechnung des Indexes wegen der Quadrierung irrelevant sind.

⁸⁴ Vgl. ebenda.

In Tabelle 2.46 sind die Ergebnisse zur Berechnung der Konzentrationsmaße der Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie, gemessen am Umsatz, für die Jahre zwischen 2001 und 2004 dargestellt. In dem Untersuchungszeitraum liegt der Umsatzanteil der sechs größten Milchverarbeitungsbetriebe zwischen 12 und 15 %. Während die 100 größten Milchverarbeitungsbetriebe ca. 70 % des Umsatzes für Milch und Milcherzeugnisse kontrollieren, gehören die übrigen 30 % zu mehr als 500 kleinen Milchverarbeitungsbetrieben. Der Herfindahl-Hirschman-Index beträgt in der Ukraine zwischen 7,26 und 8,78.

Tabelle 2.46: Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie nach Umsatzanteilen, 2001 bis 2004

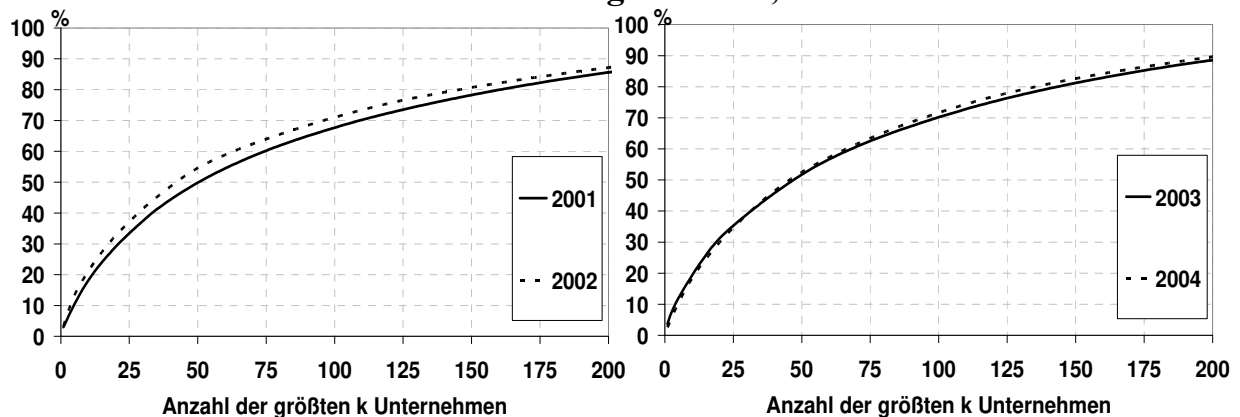
Jahr	Anzahl	CR_6	CR_{10}	CR_{25}	CR_{50}	CR_{100}	HHI	n^*
	n	Prozent					Messziffer	
2001	675	12,093	18,043	33,403	49,818	67,407	7,257	138
2002	657	15,202	21,104	37,140	54,564	70,762	8,780	114
2003	649	13,565	19,382	35,274	51,720	69,907	8,214	122
2004	610	12,160	18,367	34,637	52,477	71,326	7,738	129

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Anm: n - Anzahl der Unternehmen; CR_k - Konzentrationsrate (der k größten Unternehmen); HHI - Herfindahl-Hirschman-Koeffizient (*1000); n^* - Äquivalente Anzahl gleich großer Unternehmen ($HHI = 1/n^*1000$).

Die äquivalente Anzahl gleich großer Unternehmen (n^*), die aus HHI abgeleitet ist, beträgt zwischen 122 und 138. Mit Hilfe der Konzentrationsraten kann die Größenverteilung der Unternehmen der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie grafisch illustriert werden. Ordnet man wie bei der Berechnung der Konzentrationsraten die Unternehmen nach Größe ihrer Umsatzanteile, so ergeben die kumulierten Umsatzanteile eine Kurve mit konkavem Verlauf, deren Steigung mit der Anzahl der Betriebe abnimmt (vgl. Abbildung 2.7).

Abbildung 2.7: Kumulierte Umsatzanteile der größten Milchverarbeitungsbetriebe, 2001 bis 2004



Quelle: Eigene Darstellung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Bei ausgeglichener Größenverteilung der Betriebe würde dagegen eine Gerade resultieren. Ist die Größe der Unternehmen relativ stark ungleich verteilt, dann kann die dominante Gruppe (Gruppenmacht) an einem geknickten Verlauf der Kurve erkannt werden.

Zum Vergleich betrug z.B. in Deutschland die Angebotskonzentration der sechs größten Milchverarbeitungsunternehmen auf dem Markt für Milch und Milcherzeugnisse ohne Speiseeis im Jahr 2002 30,7 % vom Gesamtumsatz⁸⁵. Die Anteile der 6 größten Milchverarbeitungsunternehmen sind fast dreimal so hoch wie in der Ukraine. Die 25 bzw. 50 größten Milchverarbeitungsunternehmen Deutschlands kontrollieren mehr als 60 % bzw. 78 % des Marktes für Milch und Milcherzeugnisse. Die Konzentrationsrate der 100 größten Milchverarbeitungsunternehmen in Deutschland macht mehr als 94 % aus. Im Jahr 2002 machte der Herfindahl-Hirschman-Koeffizient in Deutschland 26,85 aus⁸⁶. Der Herfindahl-Hirschman-Index ist in der Ukraine dreimal kleiner als in Deutschland. Die Berechnungen der Konzentrationsmaße für die Ukraine und der Vergleich mit ähnlichen Konzentrationsmaßen für Deutschland weisen darauf hin, dass die Unternehmenskonzentration der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine viel geringer ist als in Deutschland. Die Unternehmensfusionen in der Ukraine sind im Verhältnis zu anderen Industrieländern mit bereits fortgeschrittener Konzentration gering. Trotz des Zwanges zu weiterer Verbesserung der Rentabilität in der Milchverarbeitungswirtschaft hat sich in der Ukraine der Konzentrationsprozess in den vier Jahren zwischen 2001 und 2004 auf dem nationalen Markt nicht wesentlich verstärkt.

2.5.7.3 Regionale Konzentration der Milchverarbeitungsbetriebe

Obwohl die Ukraine sich auf dem Weg von der Plan- zur Marktwirtschaft befindet, werden wesentliche Grundprinzipien der Marktwirtschaft, wie z.B. unternehmerische Entscheidungsfreiheit, noch nicht im vollen Umfang verwirklicht. In den vergangenen Jahren wurden landwirtschaftliche Betriebe genötigt, ihre gesamte Milch an die Molkereien des eigenen Rayons zu verkaufen, und die Gebiets- und Rayonverwaltungen mischten sich in Vertragsverhandlungen zwischen Molkerei und Milchproduzent ein (vgl. BAKER und PROTSCHENKO, 1999). Heute schreiten die Staatsorgane nicht mehr ein⁸⁷. Selbst wenn diese Einmischung offiziell nicht mehr vorhanden ist, kann die Preisbildung immer noch nicht als konform mit den Prinzipien eines freien Wettbewerbes bezeichnet

⁸⁵ Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (2004, S. 281).

⁸⁶ Vgl. Statistisches Bundesamt Deutschland (2001/2002, Fachserie 4, Reihe 4.2.3, S. 57).

⁸⁷ *"Früher wurde durch staatliche Organe die Rohmilchzufuhr über Rayon- und Gebietsgrenzen unterbunden. Heute, so die Antworten der Molkereidirektoren, mischen sich die Staatsorgane nicht mehr ein. Als Folge herrscht zwischen den Molkereien ein Wettbewerb um die Rohware"* MALYNOVSKY (2000). Übersetzung aus der ukrainischen Sprache durch den Verfasser.

werden. Zum einen haben sich hier bis Mitte der 90er Jahre administrative Einflüsse auf die Preisbildung ausgewirkt, u.a. in Form von regionalen Handelsbeschränkungen, Mitsprache der örtlichen Verwaltungen bei der Preisgestaltung und mangelnder Förderung von Markttransparenz. Zum anderen gab es besondere marktstrukturelle Einflüsse wie z.B. vertikale Integration bzw. Kontrolle⁸⁸ (u.a. Abhängigkeit der Landwirte von den Molkereien durch bezogene Kredite bzw. Annahme der Landwirtschaftsbetriebe als Tochterbetriebe) oder Unternehmenskonzentration, die zu einer Monopson- bzw. Oligopsonstellung einzelner Molkereien auf den regionalen Märkten führte.

Auf Grund der z.Z. zur Verfügung stehenden einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsbetriebe, die sich in der regionalen Betrachtung analysieren lassen, wird im folgenden die Konzentration in regionaler Hinsicht betrachtet (vgl. Tabelle 2.47).

Tabelle 2.47: Regionale Konzentration der Milchverarbeitungsbetriebe im Jahr 2004

Nr.	Gebiet	<i>n</i>	<i>CR</i> ₁	<i>CR</i> ₂	<i>CR</i> ₃	<i>CR</i> ₄	<i>HHI</i>	<i>n</i> *
1	Krym	22	46,35	63,09	79,04	79,21	268,94	3,72
2	Vinnytsa	29	15,22	26,28	37,27	45,92	77,97	12,83
3	Volyn	14	43,58	62,03	71,00	79,66	248,44	4,03
4	Dnipropetrovsk	39	15,64	29,81	43,60	56,70	104,71	9,55
5	Donetsk	24	27,94	55,03	66,07	73,82	176,50	5,67
6	Zhytomyr	25	26,05	50,48	61,79	68,54	154,51	6,47
7	Zakarpattja	9	49,28	76,85	86,14	93,95	334,73	2,99
8	Zaporizhja	20	18,13	32,65	45,41	56,11	110,98	9,01
9	Iwano-Frankiwsk	12	38,27	61,69	74,76	85,91	237,16	4,22
10	Kiewer und Kiew	73	15,83	28,47	40,37	46,03	72,46	13,80
11	Kyrovograd	11	77,66	92,35	96,63	98,18	626,87	1,60
12	Lugansk	25	9,05	17,96	26,33	33,90	61,47	16,27
13	Lviv	34	28,26	46,85	58,90	65,67	145,72	6,86
14	Mykolaiv	19	45,11	63,86	81,03	85,58	274,17	3,65
15	Odessa	26	37,41	50,93	59,35	65,88	182,25	5,49
16	Poltava	19	17,59	33,93	48,59	58,15	113,16	8,84
17	Rivno	18	35,84	50,61	60,78	68,59	182,05	5,49
18	Sumy	15	31,22	59,60	68,12	76,31	204,61	4,89
19	Ternopil	26	20,37	39,49	52,38	63,43	127,73	7,83
20	Kharkiw	39	27,87	49,34	57,81	64,60	148,09	6,75
21	Kherson	22	18,70	35,75	50,25	57,28	111,23	8,99
22	Khmelnysk	21	25,94	45,68	57,35	66,27	143,24	6,98
23	Cherkassy	30	18,42	34,48	45,88	56,65	102,46	9,76
24	Chernivtsy	9	83,50	95,06	98,01	98,92	711,53	1,41
25	Chernigiv	29	23,34	41,34	52,24	62,36	124,93	8,00

Quelle: Eigene Berechnung anhand der einzelbetrieblichen Daten der Milchverarbeitungsindustrie (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Anm.: Zur Erläuterung der Symbole vgl. Tabelle 2.46.

⁸⁸ Vgl. BOJARUNETS (2002), BURLJUK (2000) sowie MALYNOSKY und VOLODTSCHENKO (2002).

Die Angaben zur regionalen Konzentration im Jahr 2004 zeigen, dass der Marktanteil der jeweils größten Molkerei auf dem regionalen Markt in 10 von 25 Verwaltungsgebieten der Ukraine über 30 % liegt (vgl. Tabelle 2.47). Zwei Molkereien, von denen eine im Gebiet Chernivtsy und eine im Gebiet Kyrovograd angesiedelt ist, haben in ihren Gebieten sogar einen regionalen Marktanteil von jeweils über 75 %. Der regionale Marktanteil der zwei größten Milchverarbeitungsbetriebe in 12 Verwaltungsgebieten liegt über 50 %. In 8 Gebieten weist der Herfindahl-Hirschman-Index einen Wert über 200 auf.

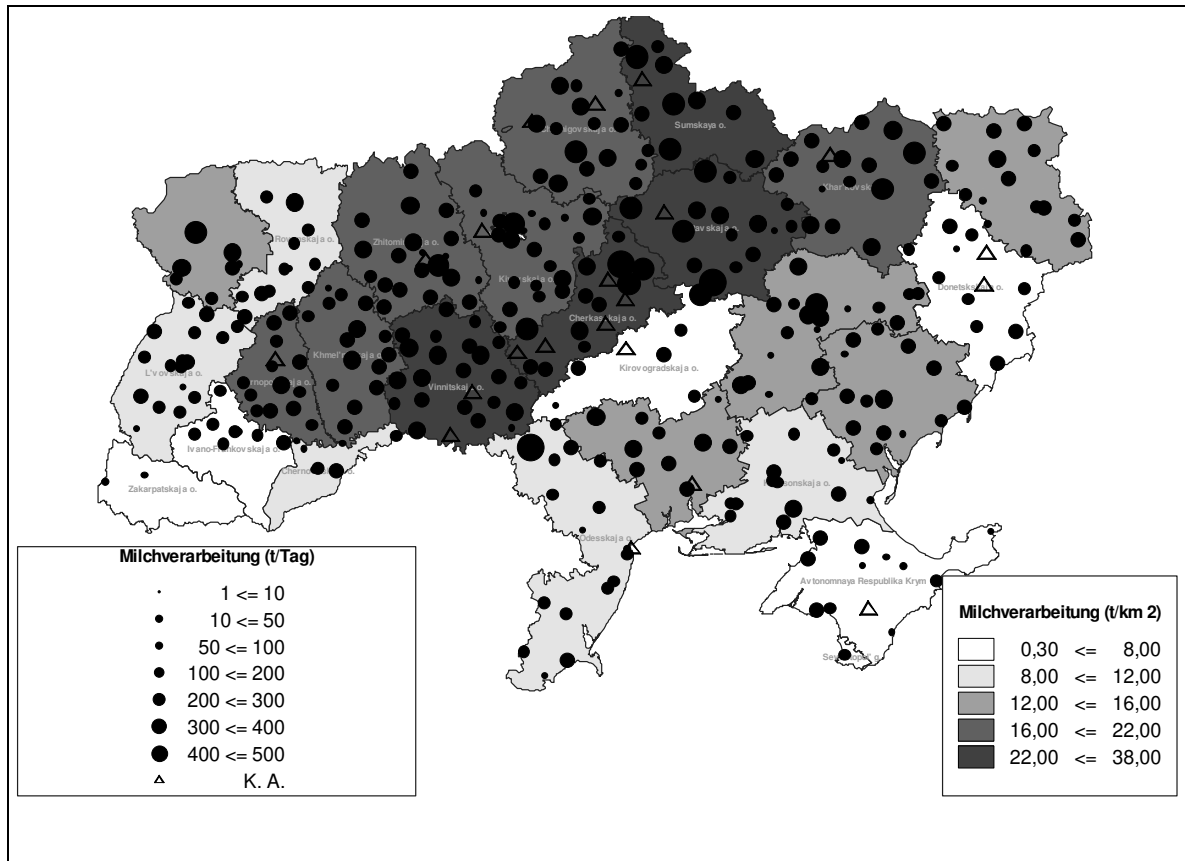
In der Molkereiwirtschaft hat sich der Wettbewerb zwischen den Molkereien um Milch weiter ausgeprägt. Entstanden ist auch eine völlig neue Struktur von Milcheinkauf, -verarbeitung und -vermarktung. Zum einen wurden bzw. werden Fusionen angestrebt. Ein anderer Teil von Molkereien versucht, seine Wettbewerbsstellung insbesondere auf regionaler Ebene zu stärken. Dabei bestehen zwischen den einzelnen Milchverarbeitungsunternehmen große Unterschiede. Auch heute gibt es Molkereien, die rentabel wirtschaften. Allerdings scheinen sich einige Unternehmen besser auf dem Markt behaupten zu können als andere. So ist zu beobachten, dass einige große Verarbeitungsunternehmen ihr regionales Einzugsgebiet für die Beschaffung von Rohmilch erweitern und dabei den Milcherzeugern attraktive Preise für die Rohmilch bieten.

Anhand der Angaben für das Jahr 2003 des Branchenverzeichnisses *"Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine"* wurden auf der Karte der Ukraine sämtliche Betriebe der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie mit Tagesverarbeitungskapazität von einer Tonne und mehr sowie Betriebe ohne Angaben zur Verarbeitungskapazität dargestellt (vgl. Abbildung 2.8). Bei der Umrechnung auf Jahresbasis beträgt die Verarbeitungskapazität der dargestellten Milchverarbeitungsbetriebe 9,4 Mio. t insgesamt. In regionaler Hinsicht konzentrieren sich die Betriebe vorwiegend auf die Gebiete um die größeren Städte. Demgegenüber gibt es in den Gebieten Zakarpatska, Kyrovograd und Chernivtsy die geringste Anzahl von Milchverarbeitungsbetrieben (vgl. Tabelle 2.47). Wie die Abbildung 2.8 zeigt, weist auch die Kapazitätsdichte je Quadratkilometer in diesen Gebieten die niedrigsten Werte auf. Außerdem ist hier zu sehen, dass in der Ukraine deutliche Unterschiede zwischen den Betrieben unter Berücksichtigung der Milchverarbeitung je Betrieb bestehen. Die größten Milchverarbeitungsbetriebe verarbeiten mit 500 t je Tag (rd. 180 Tsd. t je Jahr) durchschnittlich die größten Milchmengen. Diese Betriebe konnten durch Fusionen mit anderen Milchverarbeitungsbetrieben bedeutend an Betriebsgröße und Wettbewerbsfähigkeit hinzugewinnen.

Der Vergleich der Konzentration der Milchverarbeitungsbetriebe auf dem nationalen und regionalen Markt für Milch und Milcherzeugnisse gemessen am Betriebsumsatz weist allerdings auf eine relativ höhere Konzentration auf den regionalen Märkten hin. Dies kann durchaus zur Ausübung von Marktmacht seitens einzelner Molkereien auf dem Markt für Rohmilch in einigen

Regionen wie z.B. in den Gebieten Chernivtsy und Kyrovograd geführt haben (vgl. Abbildung 2.8 und Tabelle 2.47).

Abbildung 2.8: Verteilung der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine im Jahr 2003



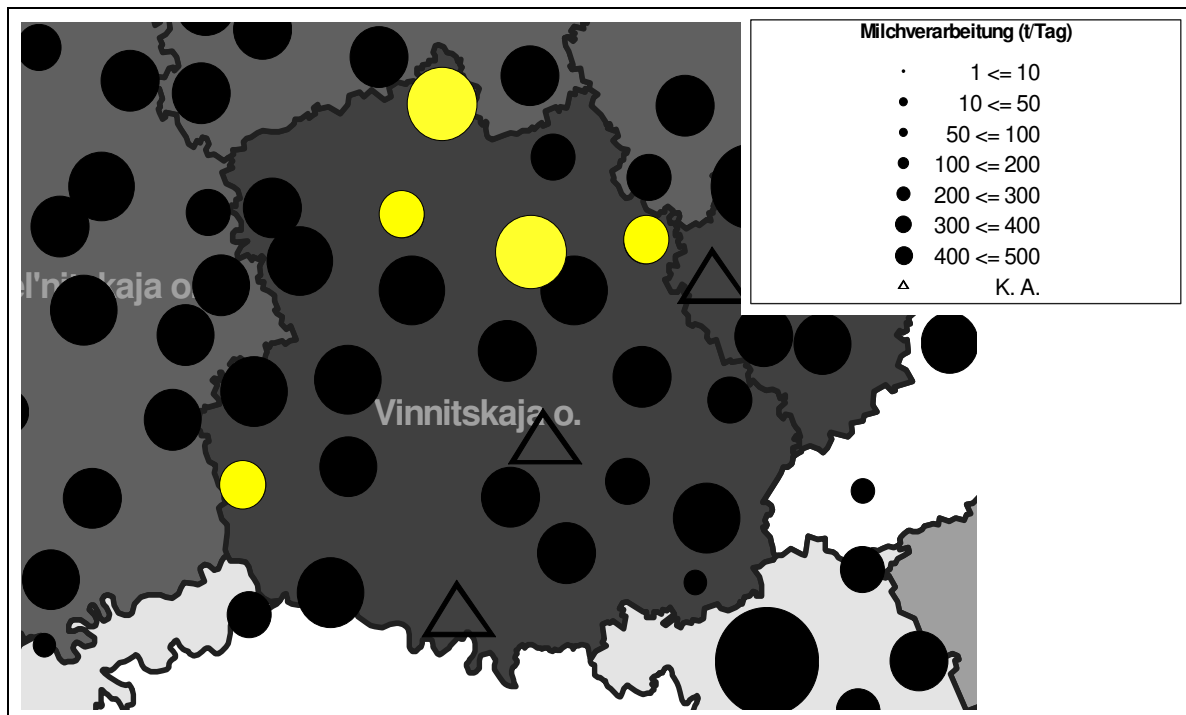
Quelle: Eigene Darstellung und Berechnung anhand der Angaben des Branchenverzeichnisses "Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine" für den Jahrgang 2003.

Die in der vorliegenden Arbeit auf der Basis von einzelbetrieblichen Daten sämtlicher Betriebe der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie aufbereiteten konzentrationsstatistischen Daten spiegeln nur unzureichend die Veränderungen in den Unternehmens- und Konzernstrukturen wider. Es ist zu bemerken, dass man nicht nur die Milchverarbeitungsbetriebe, sondern auch die Milchverarbeitungsunternehmen bei der Analyse der Marktstruktur berücksichtigen muss.

Unter Milchverarbeitungsbetrieb wird jede organisatorisch getrennte Produktionseinheit eines Unternehmens verstanden. Das Milchverarbeitungsunternehmen kann aus einem oder mehreren Betrieben bestehen. So gehören z.B. zu dem Milchverarbeitungsunternehmen OAG "VINNYTSAMOLOKO" im Gebiet Vinnytsa⁸⁹ fünf Milchverarbeitungsbetriebe (vgl. Abbildung 2.9).

⁸⁹ Branchenverzeichnis "Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine" (2003, S. 63). Vgl. auch unten, Abschnitt 2.6.3.

Abbildung 2.9: Horizontale Unternehmenskonzentration im Oblast Vinnytsa im Jahr 2003



Quelle: Eigene Darstellung und Berechnung anhand der Angaben des Branchenverzeichnisses *"Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine"* für den Jahrgang 2003.

Anm.: Die durch helle Kreise markierten Betriebe gehören zur OAG "VINNYTSAMOLOKO". Die Aufspaltung von meist größeren Milchverarbeitungsunternehmen in zahlreiche rechtlich selbständige Tochterunternehmen oder mehrere Betriebe ist in einem Konzept der Konzentrationsmessung zu berücksichtigen. Allerdings sind derartige kooperative Unternehmensverbindungen in der vorliegenden Analyse nicht berücksichtigt, weil die Abgrenzung von größeren Unternehmensgruppen in den zur Verfügung stehenden einzelbetrieblichen Daten nicht vorgesehen war. Eine solche Analyse von Eigentumsverhältnissen ist allein aufgrund von einzelbetrieblichen Daten nicht möglich. Das Betriebseigentum ändert sich von Jahr zu Jahr. Zum einen wurde ein großer Teil der kleinen Unternehmen von größeren übernommen oder eine Fusion von größeren Milchverarbeitungsunternehmen hat stattgefunden. Zum anderen sind die Milchverarbeitungsbetriebe ein attraktives Investitionsobjekt für die ukrainischen wie auch ausländischen Unternehmen der Milchbranche und für andere Investoren.

2.6 Preisstruktur auf dem Markt für Rohmilch

2.6.1 Preisstruktur in Abhängigkeit von den Vermarktungswegen

Die Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wird entscheidend durch Vermarktungswege bestimmt, die die landwirtschaftlichen Betriebe (vgl. Tabelle 2.13) und Hauswirtschaften (vgl. Tabelle 2.14) verwenden. Je nach dem, welcher Vermarktungsweg gewählt wurde, ergaben sich unterschiedliche

Preisentwicklungen. Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine hat sich in dem Untersuchungszeitraum zwischen 1996 und 2003 der durchschnittliche Milcherzeugerpreis von 191,5 UAH/t auf 696,9 UAH/t erhöht (vgl. Tabelle 2.48).

Tabelle 2.48: Milcherzeugerpreise nach Absatzwegen 1996 bis 2003, UAH/t

Jahr	Durchschnittspreis		Milchanlieferung an Molkereien			Direktvermarktung			Naturallohn			Übrige Absatzwege	
	UAH/t	% ¹⁾	UAH/t	% ¹⁾	% ²⁾	UAH/t	% ¹⁾	% ²⁾	UAH/t	% ¹⁾	% ²⁾	UAH/t	% ²⁾
1996	191,5	100,0	178,9	100,0	93,4	248,2	100,0	129,6	200,1	100,0	104,5	–	–
1997	239,5	125,1	222,5	124,4	92,9	283,9	114,4	118,5	256,1	128,0	106,9	–	–
1998	284,1	148,4	277,8	155,3	97,8	311,9	125,7	109,8	292,7	146,3	103,0	–	–
1999	360,4	188,2	357,6	199,9	99,2	385,0	155,1	106,8	349,5	174,7	97,0	–	–
2000	536,4	280,1	548,3	306,5	102,2	527,5	212,5	98,3	486,1	242,9	90,6	534,6	99,7
2001	603,7	315,2	616,4	344,6	102,1	578,1	232,9	95,8	543,0	271,4	89,9	557,3	92,3
2002	541,0	282,5	554,8	310,1	102,6	520,3	209,6	96,2	489,8	244,8	90,5	545,1	100,8
2003	696,9	363,9	718,4	401,6	103,1	629,0	253,4	90,3	562,0	280,9	80,6	597,7	85,8

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistische Bulletins *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* und *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*. Zur Beschreibung der Statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Anm.: ¹⁾ In % relativ zum Jahr 1996. ²⁾ In % relativ zum Durchschnittspreis.

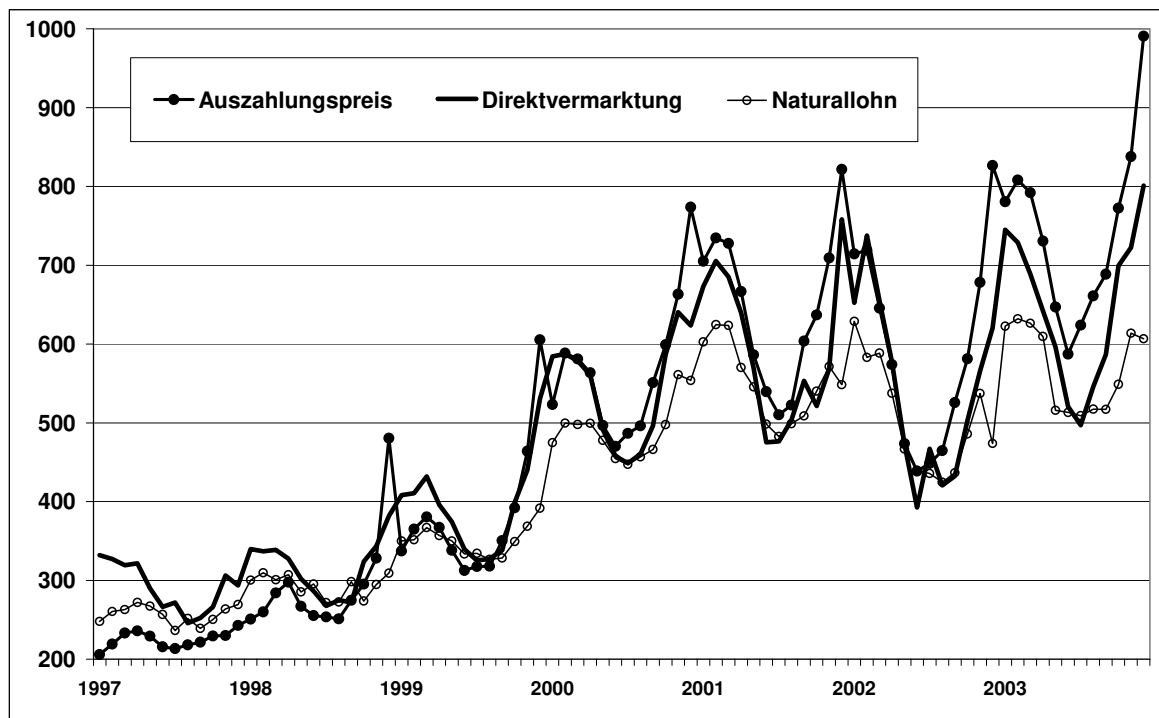
Während der Auszahlungspreis für die angelieferte Milch im Vergleich zu den anderen Absatzwegen zwischen 1996 und 1999 am niedrigsten war, lag er in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums etwas höher als die anderen Milcherzeugerpreise. Somit stehen verschiedene Vermarktungswege in einer Substitutionsbeziehung zueinander. Zwischen 2000 und 2003 sind die Milchpreise bei der Direktvermarktung, beim Naturallohn und bei den übrigen Absatzmärkten im Vergleich zum Auszahlungspreis für die angelieferte Milch zurückgegangen. Da sich auf dem Milchmarkt verschiedene Vermarktungswege etablieren, können sich die landwirtschaftlichen Betriebe bei der Vermarktung von Rohmilch nach den für sie günstigsten Preisen richten. Dies spricht dafür, dass es für die Milchverarbeitungsbetriebe schwierig sein kann, Marktmacht gegenüber den landwirtschaftlichen Betrieben auszuüben.

2.6.2 Saisonale Preisschwankungen

Die Erzeugerpreise für Milch unterliegen innerhalb eines Jahres starken saisonalen Schwankungen. Dies kann sowohl für den Auszahlungspreis für Rohmilch als auch für alle anderen Absatzwege beobachtet werden. Abbildung 2.10 verdeutlicht das Ausmaß der saisonalen Preisschwankung auf dem Markt für Milch. Es zeigt sich, dass die Preisschwankungen in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums kleiner sind als in der zweiten Hälfte. Diese relativ kleinen Schwankungen der Erzeugerpreise für Milch zwischen 1996 und 1999 sind vermutlich durch die staatlichen Eingriffe der Oblast- und Rayonverwaltungen in die

Preisgestaltung entstanden. Seit 1999 sind allerdings die Preisschwankungen bei allen Absatzwegen größer geworden. Dabei können die starken Schwankungen mit 35 % bis zu 90 % Preisdifferenzen zwischen Sommer- und Wintermonaten z.T. durch die Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung erklärt werden (vgl. Abschnitt 2.3.5). Dieses saisonale Zusammenwirken zwischen der Milch-anlieferung und der Milchpreise scheint daher ein nicht unbedeutender Aspekt für die Analyse der Preisbildung zu sein. Besonders in den letzten vier Jahren ist der saisonalen Verlauf der Erzeugerpreise für Milch äußerst ausgeprägt (vgl. Abbildung 2.10).

Abbildung 2.10: Saisonale Schwankungen der Milcherzeugerpreise 1997 bis 2003, UAH/t



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistische Bulletins *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* und *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*. Zur Beschreibung der Statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

Zwischen November und März, wenn der saisonale Tiefpunkt in der Milcherzeugung erreicht ist, werden saisonal die höchsten Preise für Milch ausgezahlt. Dagegen wird die meiste Milch in den Monaten Mai, Juni und Juli produziert und angeliefert. Entsprechend niedrig sind daher die Preise in diesen Monaten.

2.6.3 Regionale Preisunterschiede

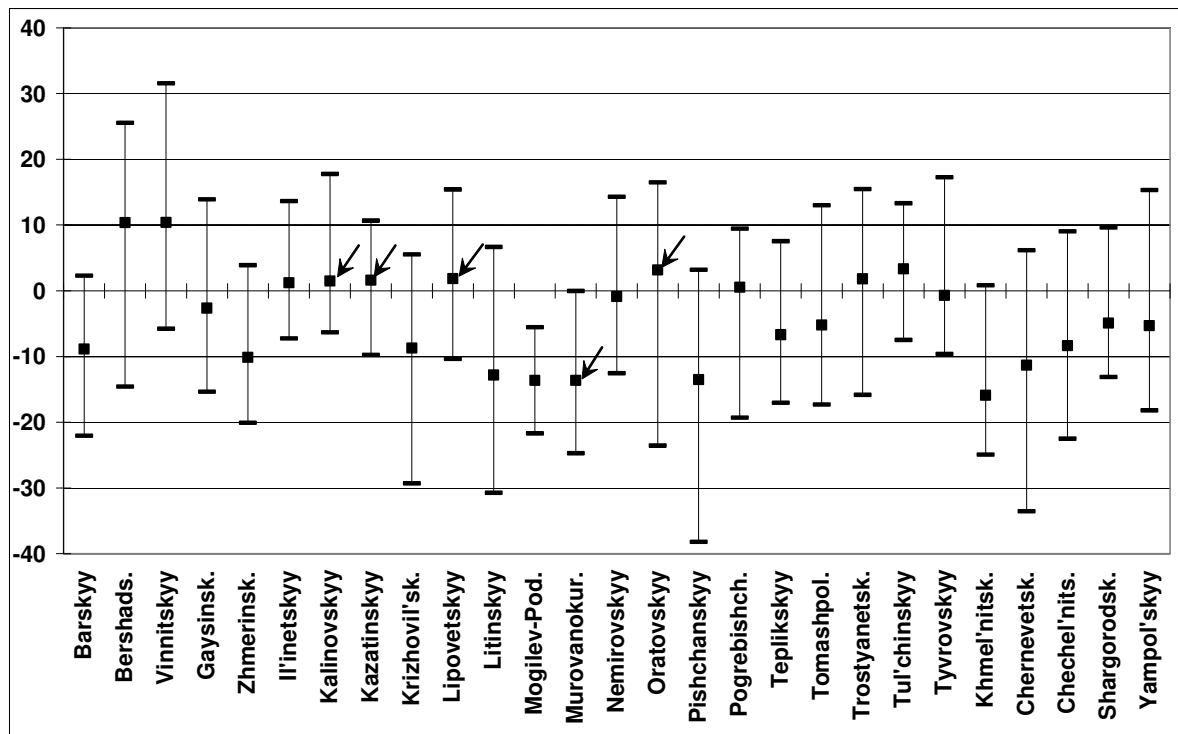
Die Untersuchung von regionalen Auszahlungspreisen für Rohmilch zeigt, dass die Preise nicht nur zwischen den Oblasten große Unterschiede aufweisen, sondern im Jahr 2002 im Vergleich zum Jahr 2001 gesunken sind. Der bei Mittelwertbildung über alle Regionen im Durchschnitt gezahlte Preis betrug im

Jahr 2002 535,3 UAH/t (599,2 UAH/t im Jahr 2001). Zwischen dem niedrigsten Auszahlungspreis im Gebiet Lviv von 483,9 UAH/t (529,1 UAH/t im Jahr 2001) und dem mit 652,4 UAH/t (704,1 UAH/t im Jahr 2001) höchsten Preis im Gebiet Dnipropetrovsk bestand eine Differenz von 169,6 UAH/t (175 UAH/t im Jahr 2001). Dieser regionale Preisunterschied von ca. 35 % zwischen den Regionen mit den höchsten bzw. niedrigsten Auszahlungspreisen hat aufgrund des geringen Preisniveaus in der Ukraine große Auswirkung auf die Wirtschaftlichkeit der Milchproduktion.

Diese regionalen Preisunterschiede können vermutlich u.a. durch die Milchqualität erklärt werden. Die Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine zur Milchqualität weisen darauf hin, dass der Fettgehalt, der im Durchschnitt der Standardnorm von 3,4 % entspricht, von Region zu Region auf unterschiedlichem Niveau liegt (vgl. Abbildung A 7 im Anhang). Durch die Beobachtung der Abweichung der regionalen Auszahlungspreise für Rohmilch vom nationalen Durchschnittspreis und der Abweichung des regionalen Fettgehalts der Rohmilch von dem Durchschnittsfettgehalt ist deutlich zu sehen, dass zwischen diesen beiden Merkmalen ein Zusammenhang besteht. Dabei liegt der Korrelationskoeffizient um 0,8.

Angesicht der regionalen Preisunterschiede werden zur weiteren deskriptiven Analyse die in regionaler Hinsicht disaggregierten Auszahlungspreise für Rohmilch und Informationen über Unternehmenszusammenschlüsse im Gebiet Vinnytsa wiedergegeben. Zum einen wurde nach Angaben von DOVGALJUK und KONOVALJUK (2003) vom staatlichen Antimonopolkomitee der Ukraine im Gebiet Vinnytsa eine Reihe von Preiskartellabsprachen von Milchverarbeitungsunternehmen aufgedeckt. Zum anderen geht aus den Angaben des Branchenverzeichnisses *"Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine"* (2003, S. 63) hervor, dass zu einem Milchverarbeitungsunternehmen, der OAG "VINNYTSAMOLOKO" im Gebiet Vinnytsa, fünf Milchverarbeitungsbetriebe gehören: Die Joint Ventures "KAZANSKYJ Butterwerk" und "KALINOVSKYY Milchwerk" sowie das "LIPOVETSKYY Milchwerk", das "ORATOVSKYY Milchwerk" und das "MUROVANOKURYLOVETSKYY Milchwerk". Diese Betriebe sind die einzigen Milchverarbeitungsbetriebe in den jeweiligen Rayons. Während das Gebiet Vinnitsa insgesamt 27 Rayons hat, gab es im Jahr 2003 in diesem Gebiet insgesamt 29 Milchverarbeitungsbetriebe (vgl. Abbildung 2.11 und Tabelle 2.47).

Abbildung 2.11: Abweichung der Auszahlungspreise in den Rayons vom Durchschnittspreis des Gebiets Vinnytsa, in %



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSSSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Ökonomische und soziale Lage der Region Vinnytsa"* für die Jahrgänge 2000-2004 und des Branchenverzeichnisses *"Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine"* (2003, S. 63).

Anm.: Dargestellt sind die mittlere sowie die maximale und minimale Abweichung in den Rayons vom Durchschnittspreis des Gebiets von Januar 2000 bis Mai 2004. Die Pfeile beziehen sich auf die fünf Betriebe von OAG "VINNYTSAMOLOKO".

Vergleicht man die Angaben des Branchenverzeichnisses *"Milchindustrie der Ukraine"* für das Jahr 2003 und die Angaben zu den Auszahlungspreisen im Gebiet Vinnytsa, kann festgestellt werden, dass in vier von insgesamt fünf Betrieben, die zum Molkereiunternehmen OAG "Vinnytsamoloko" gehören, die Auszahlungspreise, die als die Mittelwerte der Abweichung der Rayonspreise vom durchschnittlichen Gebietspreis für den Zeitraum von Januar 2000 bis Mai 2004 berechnet worden sind, auf einem Niveau liegen (vgl. Abbildung 2.11). Dies weist darauf hin, dass die OAG "VINNYTSAMOLOKO" für ihre mindestens vier eigenen Milchverarbeitungsbetriebe die gleichen Auszahlungspreise festsetzte. Damit wird die Marktstellung der OAG "VINNYTSAMOLOKO" gegenüber den Rohmilchlieferanten im Gebiet gestärkt. Darüber hinaus zeigt die Abbildung 2.11, dass noch weitere sechs Rayons (Il'inetsky, Nemirovsky, Pogrebishchensky, Trostanetsky, Tulchinskyy und Tyrovskyy) das gleiche Niveau der Auszahlungspreise in diesem Gebiet aufweisen. Dies scheint die Vermutung von Preisabsprachen, die vom staatlichen Antimonopolkomitee der Ukraine im Jahr 2002 aufgedeckt worden sind, zumindest für einige Rayons im Gebiet Vinnytsa zu bestätigen.

Die regionale Abteilung des staatlichen Antimonopolkomitees der Ukraine im Gebiet Vinnytsa hat die Absprache zwischen der Milchverarbeitungsbetriebe der Auszahlungspreise für Rohmilch und der Rohmilchanlieferungsgebiet aufgedeckt (vgl. DOVGALJUK und KONOVALJUK, 2003). Dabei wurde folgendes festgestellt. Erstens sind die Auszahlungspreise im Jahr 2002 in allen Milchverarbeitungsbetrieben im Gebiet Vinnytsa gleichzeitig zurückgegangen und erreichten im März das einheitliche Niveau von 500 UAH pro Tonne. Zweitens, die Vertreter der Milchverarbeitungsbetriebe haben bestätigt, dass die Führungskräfte der Milchverarbeitungsbetriebe sich regelmäßig treffen, um die Auszahlungspreise für Rohmilch zwischen den Milchverarbeitungsbetrieben und das Milchanlieferungsgebiet der einzelnen Milchverarbeitungsbetriebe abzusprechen. Die Führungskräfte der Milchverarbeitungsbetriebe haben die Klage der Behörde für rechtmäßig anerkannt. Dabei haben insgesamt 12 angeklagte Milchverarbeitungsbetriebe (die OAG "Vinnytsamoloko" und ihre fünf zugehörigen Betriebe, die GmbH "ZHMERYNSKIJ Butterwerk", die OAG "VINNYTSKIJ Milchwerk", die OAG "MOGYLIV-PODILSKIJ Milchwerk", die OAG "JAMPILSKIJ Butterwerk", die OAG "TULCHINSKYJ Butterwerk", die OAG "BARKSKYY Ersatzmagermilchwerk" und die OAG "KHMILNYTSKYJ Ersatzmagermilchwerk") eine Geldstrafe von insgesamt 13,2 Tsd. UAH erhalten.

2.6.4 Regionale Konzentration und regionale Auszahlungspreise

Die Vorgehensweise im Hinblick auf die zweite Zielsetzung soll in einem ersten Schritt zunächst in der Formulierung von Hypothesen über das Marktverhalten und die Marktpreisbildung auf der Basis der mikroökonomischen Theorie bzw. der Industrieökonomik bestehen (vgl. z.B. CARLTON und PERLOFF, 2000). Die Theorie der Preisbildung bei unvollständigem Wettbewerb weist darauf hin, dass bei einem negativen Zusammenhang zwischen dem Auszahlungspreis und einer hohen Konzentration Marktmacht vermutet werden kann (vgl. SEXTON und ZHANG, 2000, S. 1; SCHROETER, 1988, S.158; BALL und CHAMBERS, 1982, S. 699). Bei alternativen Marktkonstellationen bzw. Wettbewerbssituationen sind auch unterschiedliche Formen der Preisbildung zu erwarten. So dürfte sich die regionale Preisbildung anders gestalten, wenn ein regional dominierender Produzent auftritt, dessen Angebot durch kleinere Mitbewerber ergänzt wird, als in einer Konstellation mit einer größeren Anzahl von etwa gleichgewichtigen Anbietern. Weiterhin ist aufgrund theoretischer Erwägungen zu vermuten, dass sich die Preisgestaltung durch marktbeherrschende Nachfrager auf einem Markt, auf dem Transportkosten-empfindliche Produkte (wie Rohmilch) über größere Distanzen transportiert werden, von derjenigen unterscheidet, die auf einem lokal abgegrenzten Markt zu erwarten ist (vgl. SEXTON und ZHANG, 2000, S. 3).

Unter der Annahme, dass auf den Markt für Rohmilch unvollständiger Wettbewerb herrscht, ist zu vermuten, dass eine negative Korrelation zwischen der Konzentrationsrate und dem Auszahlungspreis existiert. Die Auswertung der

Korrelationskoeffizienten zwischen dem regionalen Auszahlungspreis für Rohmilch und der regionalen Konzentration für die Jahre 2001 und 2003 weist tatsächlich auf einen negativen Zusammenhang hin (vgl. Tabelle 2.49).

Tabelle 2.49: Regionale Korrelation zwischen dem Auszahlungspreis und verschiedenen Konzentrationsmaßen

Jahr	<i>n</i>	<i>CR</i> ₁	<i>CR</i> ₂	<i>CR</i> ₃	<i>CR</i> ₄	<i>HHI</i>	<i>n</i> *
2001	0,48	-0,23	-0,10	-0,05	-0,06	-0,17	0,15
2002	0,37	-0,04	0,06	0,04	0,04	-0,03	0,03
2003	0,35	-0,38	-0,20	-0,10	-0,05	-0,21	0,23

Quelle: Eigene Berechnung.

Anm.: Dargestellt ist der Korrelationskoeffizient. Zur Erläuterung der Symbole vgl. Tabelle 2.46.

Hierbei ist deutlich zu erkennen, dass unter Vernachlässigung der Spalten für *n* und *n** insbesondere die Korrelationskoeffizienten der Konzentrationsrate der jeweils größten Molkerei und des Herfindahl-Hirschman-Indexes die absolut höchsten Werte über die Jahre hinweg aufweisen.

2.7 Zusammenfassende Beurteilung der Ergebnisse der deskriptiven Analyse

Im Hinblick auf die Marktstruktur und die Preisbildung auf dem Markt für Rohmilch wurde in den vorangegangenen Abschnitten der Milchwirtschaftssektor der Ukraine deskriptiv analysiert. Die Ergebnisse der Analyse weisen darauf hin, dass trotz eines Rückgangs der Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe die Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie in der Ukraine relativ klein ist. Da die Milchverarbeitungsbetriebe unterschiedlich strukturiert sind, sind sie auf den regionalen Märkten unterschiedlich konzentriert. Auf Grundlage der Auswertung sowohl der einzelbetrieblichen Marktanteile der jeweils größten Molkerei auf dem Markt in regionaler Hinsicht als auch der Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse lässt sich die Hypothese der Existenz von Marktmacht auf den regionalen Beschaffungsmärkten formulieren. Die negative Korrelation zwischen der regionalen Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie und dem regionalen Auszahlungspreis für Rohmilch gibt einen Anhaltspunkt für diese Vermutung. Abgesehen von diesen Ergebnissen wurde auch in zahlreichen anderen deskriptiven Studien zum Milchmarkt der Ukraine auf die Ausübung von Marktmacht hingewiesen.

Allerdings kann auf Marktmacht nicht allein aufgrund von Faktoren wie der Zahl der Marktpartner und der Größe von Marktanteilen bzw. der Konzentrationsrate oder der Entwicklung und der regionalen Verteilung der Konzentration geschlossen werden. Auch andere Indikatoren wie die Entwicklung der nominalen und realen Erzeuger- und Verbraucherpreise, die großen regionalen Preisunterschiede, die Entwicklung der Marktspanne, die Produktionsrentabilität, die

Entwicklung der Produktions- und Verbrauchsmengen usw. lassen eine solche Schlussfolgerung nicht ohne weiteres zu.

Allerdings können Kartellabsprachen von Milchverarbeitungsunternehmen und hohe Transportkosten beim Absatz von Rohmilch als Hinweise auf Marktmacht auf dem ukrainischen Markt gewertet werden. Da die Transportkosten bei der Beschaffung von Rohmilch relativ hoch sind, kann in Verbindung mit der hohen regionalen Nachfragekonzentration vermutet werden, dass die Preisbildung nicht der von Wettbewerbsmärkten entspricht, sondern Marktmacht auf dem regionalen Markt ausgeübt werden kann.

Um diese Vermutung zu überprüfen, ist eine Modellanalyse notwendig, die Reaktionen der Marktbeteiligten auf Preisänderungen abbilden kann, so dass darauf aufbauend eine modell-endogene Unterscheidung zwischen verschiedenen Formen des Preissetzungsverhaltens möglich ist, um aus den Ergebnissen der Modellanalyse auf eine mögliche Ausübung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch schließen zu können. Dabei kann die Vergleichskonstellation jedoch nicht allein aufgrund theoretischer Erwägungen aufgestellt werden. Hierzu sind auch Informationen über grundlegende Verhaltensparameter der Marktbeteiligten erforderlich, insbesondere über Reaktionen der Marktpartner der Milchverarbeitungsindustrie und der Milcherzeuger auf Preisänderungen. Mit Hilfe einer Modellanalyse des Angebots für Rohmilch kann z.B. als Verhaltensparameter die Preiselastizität des Rohmilchangebots ökonometrisch geschätzt werden (vgl. Kapitel 6). Die Überprüfung von alternativen Hypothesen zur Preisbildung soll dann unter Verwendung dieser Parameter auf dem Wege einer Modellanalyse erfolgen (vgl. Kapitel 3 und 7). Dabei soll das zu erstellende Modell in der Lage sein, verschiedene alternative Marktstrukturen abzubilden, damit auf dieser Grundlage zwischen Alternativen des Marktverhaltens diskriminiert werden kann.

3 THEORETISCHE KONZEPTE ZUR ANALYSE VON MARKTSTRUKTUR UND PREISBILDUNG

Im Hinblick auf die Zielsetzung, die Marktstruktur und die Preisbildung auf dem Markt für Rohmilch zu untersuchen, liegt der Fokus dieses Kapitels auf den theoretischen Konzepten der mikroökonomischen Theorie und der Industrieökonomik (auch Industrial Organization oder Industrial Economics)⁹⁰, da sie eine gute theoretische Grundlage für die qualitative und quantitative Analyse von Marktstruktur und Preisbildung bieten. Die Darstellung wird in der vorliegenden Arbeit auf die theoretischen Konzepte und Methoden beschränkt, die für die Analyse von Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch relevant sind. Um die Einordnung der vorliegenden Arbeit in das Forschungsgebiet zu erleichtern, wird in diesem Kapitel auf die zahlreichen Studien hingewiesen, die sich mit industrieökonomischen Konzepten zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung beschäftigen.

In einem Vergleich der Anwendungsmöglichkeiten werden sowohl Vorzüge als auch Nachteile dieser Studien, die sich bei der Modellierung auf verschiedene theoretische Konzepte stützen, gegenüber den in der vorliegenden Arbeit verwendeten ökonometrischen Modellen verdeutlicht und damit auch eine Begründung für die hier getroffenen Wahl gegeben. Da die in der vorliegenden Arbeit verwendeten Modelle mit ökonometrischen Methoden erarbeitet werden, bleiben nicht-parametrische Modelle außer Betracht⁹¹. LOVE und SHUMWAY (1994) haben in Anlehnung an die Arbeiten von ASHENFELTER und SULLIVAN (1987), CHAVAS und COX (1988, 1992) sowie FAWSON and SHUMWAY (1988) einen nicht-parametrischen Test zur Messung von Marktmacht entwickelt, der unter Verwendung der Methoden der linearen Programmierung⁹² keine Funktionsform erfordert und in dieser Hinsicht als vorteilhaft angesehen werden kann. Im Gegensatz zu den ökonometrischen Modellen haben jedoch nicht-parametrische Modelle den Nachteil, dass ihre Ergebnisse statistisch nicht überprüfbar sind.

⁹⁰ Nach Anzahl und Bedeutung der Studien erscheint die Industrieökonomik in der Rangliste der wichtigsten Forschungsgebieten der Wirtschaftswissenschaft auf Rang drei (vgl. BARRET et al., 2000).

⁹¹ WOHLGENANT (2001, S. 959) gibt einen Überblick über nicht-parametrische Modelle zur Messung von Marktmacht.

⁹² Zu einem Überblick über hier relevante lineare Programmierungsmodelle vgl. z.B. VARIAN (1984).

Nicht behandelt werden an dieser Stelle außerdem Studien, die sich bei der Untersuchung der Marktstruktur und Preisbildung auf die theoretischen Konzepte der räumlichen Preisbildung⁹³ und der Preistransmissionsanalyse⁹⁴ beschränken. Die Studien beschreiben den Zusammenhang zwischen räumlich getrennten Märkten bzw. verschiedenen Marktstufen. Ein weiterführender Überblick über diese Studien als im Rahmen der vorliegenden Arbeit gegeben werden kann, findet sich bei PFAFF (2000, S. 23-45). Die Ergebnisse dieser Studien sprechen dafür, dass keine eindeutigen Schlussfolgerungen zur Marktstruktur und zur Preisbildung sowie zur Ausübung von Marktmacht gezogen werden können (vgl. VON CRAMON-TAUBADEL, 1998; PFAFF, 2000, S. 74). Im Gegensatz zu diesen Studien werden in der vorliegenden Arbeit theoretische Konzepte der Industrieökonomik zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung herangezogen. Deshalb wird zunächst in Abschnitt 3.1 ein kurzer Überblick über industrieökonomische Konzepte gegeben. In einem weiteren Abschnitt 3.2 wird neben der grafischen Darstellung sowohl die Grundstruktur des Modells als auch die Annahmen beschrieben sowie ein Überblick über empirische Studien zur Messung von Marktmacht gegeben. In Auswertung dieser Studien werden in dem Abschnitt 3.3 daraus Schlussfolgerungen für den empirischen Teil der Arbeit gezogen.

3.1 Structure-Conduct-Performance-Ansatz

Der "Structure-Conduct-Performance" Ansatz⁹⁵ (SCP-Ansatz) bildet einen allgemeinen analytischen Rahmen zur Analyse der Marktstruktur und Preisbildung und bietet eine Ausgangsbasis für die Entwicklung der Analyseansätze. Der Grundgedanke dieses Ansatzes besteht in der Hypothese, die eine kausale Beziehung zwischen der Marktstruktur, dem Marktverhalten und dem Marktergebnis unterstellt. In zahlreichen empirischen Studien wurden verschiedene Hypothesen, die auf der Basis des SCP-Ansatzes formuliert wurden, unter Verwendung von Regressionsanalysen überprüft. Ein typisches Regressionsmodell lässt sich in Anlehnung an TIROLE (1995, S. 1) wie folgt formulieren:

$$\pi_i = f(CR_i, BE_i, \dots)$$

wobei i die Industriebranche bezeichnet, π_i die Gewinnrate oder Rentabilität und CR_i die Konzentrationsrate sind, und BE_i für Variablen steht, welche die

⁹³ Eine Übersicht über theoretische Konzepte und empirische Studien zur räumlicher Preisbildung geben ALVAREZ et al. (2000).

⁹⁴ Zu empirischen Studien der Preistransmissionsanalyse vgl. von CRAMON-TAUBADEL (1997), MCCORRISTON (1998, 2001), PFAFF (2000, S. 61-108).

⁹⁵ Zum "Structure-Conduct-Performance" Ansatz vgl. WIED-NEBBELING (2004, S. 1-12), BESTER (2003, S. 1-2), BÜHLER und JAEGER (2002, S. 1-8), CARLTON und PERLOFF (1999, S. 2-10, 236-259), TIROLE (1995, S. 1), FERGUSON und FERGUSON (1994, S. 1-37).

Schwierigkeiten eines Marktzutritts als Approximation für Investitionen, Werbeausgaben und anderen ähnlichen Variablen messen. TIROLE (1995, S. 1) betont, dass andere Variablen ebenso gut in der Regressionsgleichung einbezogen werden können. In vielen empirischen Studien wie z.B. von BAIN (1951), COMANOR und WILSON (1967), die unter Verwendung von interindustriellen Querschnittsdaten durchgeführt wurden, stellte man fest, dass sich die Marktstruktur in einer engen Beziehung zu bestimmten Variablen für das Verhalten (Preisbildung, Investitionen, Forschung und Entwicklung usw.) oder das Ergebnis (Gewinn, Rentabilität, Verhältnis zwischen Preis und Grenzkosten usw.) befindet.

Ähnliche Schlussfolgerungen wurden in empirischen Arbeiten zur Agrar- und Ernährungswirtschaft von SCHRADER und COLLINS (1960) sowie CLODIUS und MUELLER (1961) erzielt⁹⁶. Die empirischen Studien, die im Rahmen dieses Ansatzes unternommen wurden, kommen teilweise zu sehr widersprüchlichen Resultaten. Außerdem entsteht bei der Interpretation der Regressionsergebnisse eine Reihe von Problemen, wie in der Literatur z. B. von DEMSETZ (1973) kritisiert worden sind, und die hier wie folgt zusammengestellt werden können⁹⁷.

Erstens, die Ergebnisse der Regressionsanalyse liefern eine deskriptive Statistik über die Korrelation zwischen den Variablen, die nicht ohne weiteres als kausale Zusammenhänge interpretiert werden können. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen zeigen eine positive Korrelation zwischen der Rentabilität und der Konzentration. Allerdings sagen sie wenig über die Ursache von Konzentration und Marktmacht aus.

Zweitens, die Regressionsanalyse leitet das Marktergebnis direkt aus der Marktstruktur her und gibt somit keine Antwort auf die Frage, ob tatsächlich in einseitiger Kausalrichtung die Marktstruktur das Marktverhalten bestimmt und dies wiederum das Marktergebnis determiniert. In der ökonometrischen Literatur wird die Analyse dieser einseitigen Interdependenz zwischen der Marktstruktur und dem Marktergebnis grundsätzlich kritisiert.

Drittens, der Forschungsansatz basiert auf interindustriellen Querschnittsdaten. Folglich sind die Industriebranchen im Hinblick auf die Gütereigenschaften sehr verschieden. Voraussetzung für die Bestimmung der Marktstruktur bzw. der Marktkonzentration ist die Abgrenzung des relevanten Marktes. Verschiedene Industriebranchen stellen verschiedene Produkte her. Damit stehen sie im

⁹⁶ Zur Übersicht über interindustrielle Studien im Bereich der Agrar- und Ernährungswirtschaft vgl. KÖRNER und WEISS (2001), SEXTON (2000), WEISS (1999), AZZAM (1998), SEXTON und LAVOIE (1998), PARKER und CONNOR (1979).

⁹⁷ Zu kritischen Anmerkungen über diesen Forschungsansatz vgl. TIROLE (1995, S. 2-7), BÜHLER und JAEGER (2002, S. 6-7), SCHMALENSEE (1989, S. 951-1009), SEXTON und LAVOIE (1998, S. 912).

Wettbewerb auf verschiedenen Märkten. Die haben wiederum verschiedene Merkmale, die das Verhalten der Marktteilnehmer beeinflussen. Um vergleichbare Aussagen über das Marktverhalten zu erhalten, sind die Industriebranchen einzeln zu untersuchen.

Abgesehen von den angeführten Kritikpunkten stehen die Ergebnisse der interindustriellen Regressionsanalyse im Einklang mit der mikroökonomischen Theorie. Außerdem bieten sie einen analytischen Rahmen für eine deskriptive Analyse der marktspezifischen und wirtschaftspolitischen Bedingungen. Die Ergebnisse dieser deskriptiven Analyse stellen die Grundlage für die Formulierung von Hypothesen dar und geben Anhaltspunkte, unter welchen Bedingungen die Ausübung von Marktmacht zu erwarten ist.

Um die Struktur eines Marktes zu erfassen, werden in der mikro- und industrieökonomischen Literatur qualitative und quantitative Kriterien wie z.B. Anzahl und Größenverteilung von Marktteilnehmern, Kostenstruktur und Produktdifferenzierung herangezogen. Diese Kriterien reichen allerdings nicht aus, um die Marktstruktur zu bestimmen und abschätzen zu können, ob die Marktstruktur die Preisbildung (das Marktverhalten) beeinflusst. Der "Structure-Conduct-Performance"-Ansatz stand im Mittelpunkt der sogenannten ersten Welle der Industrieökonomik, die auch als "Traditionelle Industrieökonomik" bezeichnet wird. Die fehlende theoriebasierte Erklärung und die Eindimensionalität des traditionellen SCP-Ansatzes führte dazu, dass die empirische Ausrichtung durch eine verstärkte Theoriebildung ergänzt wurde. Auf diese Weise entstand die "Neue Industrieökonomik", die in der Literatur als zweite Welle der Industrieökonomik bezeichnet wird. Parallel zur Erarbeitung von theoretischen Konzepten⁹⁸ entwickelte sich auch die empirische industrieökonomische Forschung weiter. Daraus ist die sogenannte Neue Empirische Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) entstanden, die von der Weiterentwicklung nicht nur der theoretischen Konzepte der Industrieökonomik, sondern auch der ökonometrischen Methoden sowie von der Verfügbarkeit geeigneter Datensätze profitierte. Bei der Entstehung der Neuen Empirischen Industrieökonomik stand die Entwicklung so genannter Strukturmodelle im Vordergrund.

3.2 Strukturansatz der Neuen Empirischen Industrieökonomik

Die Literatur der Neuen Empirischen Industrieökonomik und der mikroökonomischen Theorie der Preisbildung enthält wichtige theoretische Konzepte zur Analyse der Preisbildung und der Ausübung von Marktmacht. Die Grundidee

⁹⁸ Einen guten Überblick über die Konzepte auf diesem Forschungsgebiet vermitteln CARLTON und PERLOFF (1999, S. 236-272), SHY (1995, S. 58-216), MARTIN (1993, S. 164-209, 445-556) und SCHMALENSEE (1989).

des Struktur-Ansatzes der Neuen Empirischen Industrieökonomik besteht darin, das Verhalten der Marktteilnehmer am Markt aus den Preis-Mengen-Daten zu bestimmen, um dadurch eine direkte Aussage über die Marktmacht zu machen. Wichtige Arbeiten zu diesem Themenkomplex stammen von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982). Das theoretische Konzept dieser beiden Arbeiten ist in zahlreichen Studien zur Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft angewandt und weiterentwickelt worden⁹⁹. Die Neue Empirische Industrieökonomik stellt verschiedene Ansätze zur ökonometrischen Analyse von Marktstruktur, Preisbildung und Wettbewerb bereit¹⁰⁰. BRESNAHAN (1989) gibt einen Überblick über Studien aus dem Bereich der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO). In diesem Artikel werden u.a. grundsätzliche Alternativen zur Formulierung von ökonometrischen Modellen, mit denen das Vorliegen von Marktmacht überprüft werden kann, vorgestellt. Besondere Bedeutung für diese Arbeit haben ökonometrische Modelle, die es erlauben, das auf einem Markt vorliegende spezielle oligopolistische oder oligopsonistische Preissetzungsverhalten auf der Basis leicht zugänglicher Informationen über Preis- und Mengendaten zu identifizieren. Dies ist u.U. deshalb möglich, weil bestimmte Veränderungen von Preis-Mengen-Konstellationen nur mit bestimmten Formen des Preissetzungsverhaltens vereinbar sind. Zu den ersten Arbeiten hierzu zählen die von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982). Die Autoren untersuchen, welche Eigenschaften Marktmodelle haben müssen, wenn sie geeignet sein sollen, nur auf der Basis von Preis- und Mengendaten und ohne Kenntnis der Produktionskosten zwischen Ausübung von Marktmacht und Wettbewerb zu unterscheiden. BRESNAHAN (1982) hat einen Produkt- bzw. Absatzmarkt untersucht und gezeigt, unter welchen Voraussetzungen allein aufgrund der komparativen Statik des Gleichgewichtes der Marktmachtgrad festgestellt werden kann.

3.2.1 Grafische Darstellung des Strukturansatzes

Im Gegensatz zur Arbeit von BRESNAHAN (1982) liegt der Forschungsschwerpunkt der vorliegenden Arbeit in der Identifizierung von Marktmacht auf dem Faktormarkt. Deswegen soll die grafische Analyse von BRESNAHAN (1982) in der Übertragung auf einen Faktormarkt erläutert werden. Damit kann die Erklärung sowohl von theoretischen Konzepten als auch ökonometrischen

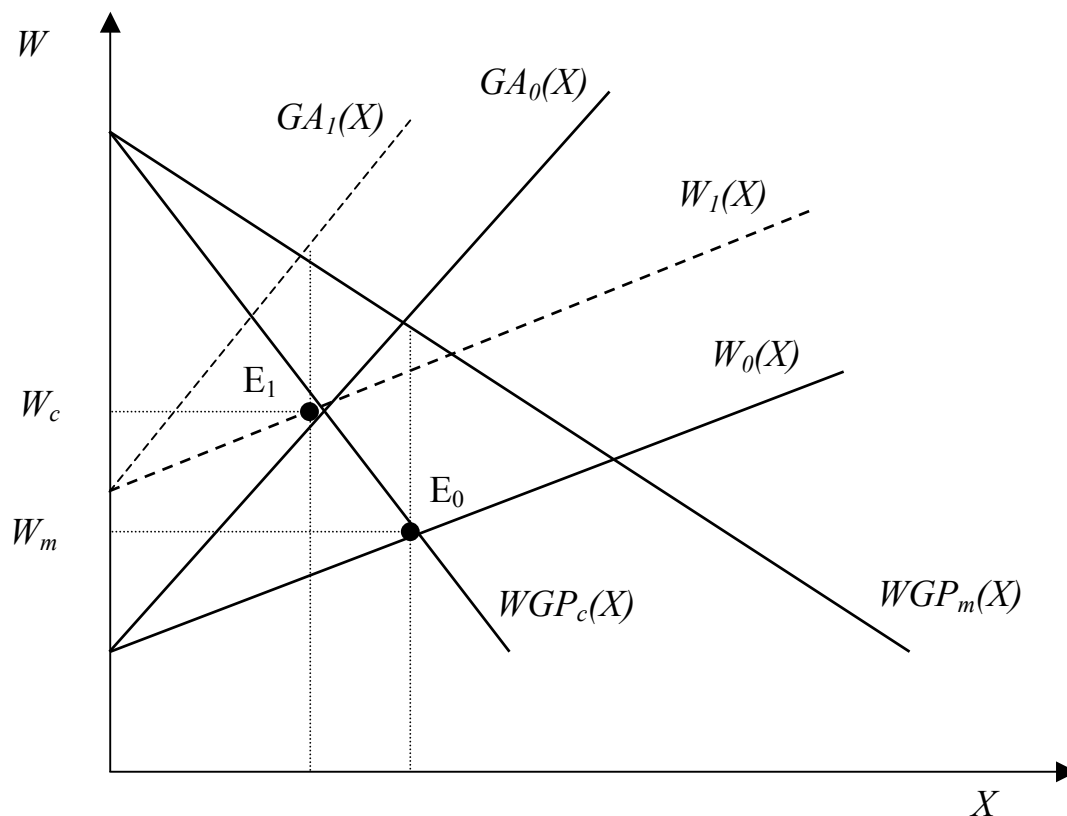
⁹⁹ SEXTON und LAVOIE (2001), WOHLGENANT (2001), SEXTON und ZHANG (2000) sowie MORRISON (1999, S. 147-173) geben einen Überblick über Studien zur Marktstruktur und Preisbildung und stellen verschiedene Modelle zur Analyse von Preisbildung und Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft dar.

¹⁰⁰ BRESNAHAN (1989, S. 1012-1013) stellt die Unterschiede zwischen dem SCP-Ansatz und der Neuen Empirischen Industrieökonomik dar.

Vorraussetzungen sowie empirischen Studien zur Messung von Marktmacht auf dem Faktormarkt erleichtert werden.

Der empirische Teil der vorliegenden Arbeit beschäftigt sich mit der Untersuchung des Marktes für Rohmilch der ukrainischen Molkereien. Unterstellen wir, dass die Milchverarbeitungsindustrie den Markt für Rohmilch (X), auf dem sie agiert, beherrscht und erkennt, dass die Faktormenge, die sie nachfragt, den Auszahlungspreis (W) beeinflusst, den sie für diesen Faktor zahlen muss (vgl. Abbildung 3.1).

**Abbildung 3.1: Identifizierung von Marktmacht:
Parallelverschiebung der Angebotskurve**



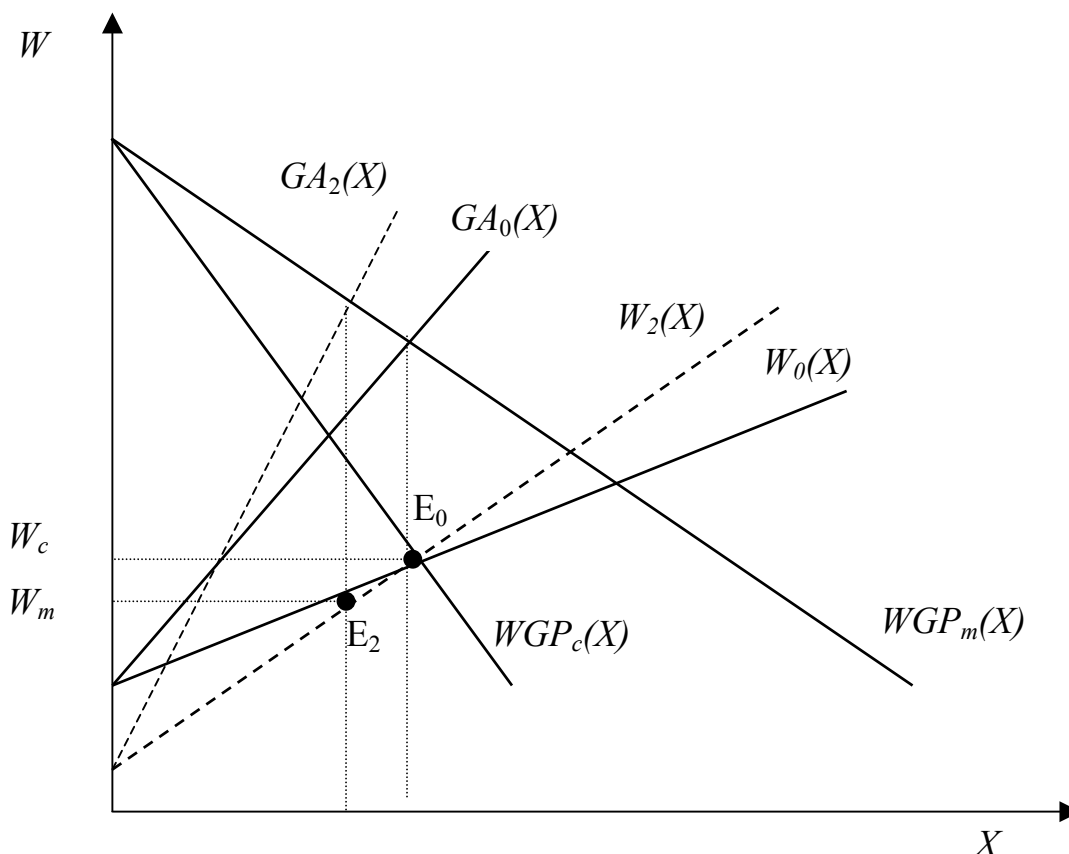
Quelle: In Anlehnung an BRESNAHAN, 1982.

Angenommen, wir untersuchen den Fall eines gewinnmaximierenden Monopsonisten, der sich einer Faktorangebotskurve $W_0(X)$ gegenüber sieht und den Punkt E_0 mit einer Nachfragemenge realisiert, bei der der Wert des Grenzprodukts bzw. der Grenzerlös (WGP_m) gleich den Grenzkosten bzw. Grenzausgaben (GA_0) ist, und stellt fest, wie hoch der Faktorpreis bei diesem Nachfrageniveau für den Faktor sein muss. Aber dem Analytiker ist häufig nicht bekannt, wie die Grenzerlös- bzw. Wertgrenzproduktkurve verläuft, und deswegen kann i.d.R. allein aufgrund der beobachteten Preis-Mengen-Kombinationen keine Schlussfolgerung über die Wettbewerbssituation auf dem betrachteten Markt gezogen werden. Würde der Analytiker irrtümlich

annehmen, die relevante Wertgrenzproduktkurve sei ein Aggregat aus vielen einzelwirtschaftlichen Wertgrenzproduktkurven und habe eine Gestalt wie WGP_c in Abbildung 3.1, so würde er Punkt E_0 als eine Marktsituation bei vollständigem Wettbewerb interpretieren.

Nach BRESNAHAN (1982) kann der Irrtum des Analytikers auch bei einer Verschiebung des Marktgleichgewichtspunktes (von E_0 nach E_1) nicht notwendigerweise aufgelöst werden, dann nämlich nicht, wenn die Veränderung durch eine Parallelverschiebung von $W_0(X)$ nach $W_1(X)$ zustande gekommen ist. Sowohl das Monopson- als auch das Wettbewerbsgleichgewicht verschieben sich dann zu Punkt E_1 . Wenn die Wertgrenzproduktkurve nicht bekannt ist, kann in diesem Beispiel zwischen den Hypothesen des Wettbewerbs und des Monopsons nicht unterschieden werden.

**Abbildung 3.2: Identifizierung von Marktmacht:
Drehung der Angebotskurve**



Quelle: In Anlehnung an BRESNAHAN, 1982.

Damit dieses Problem nicht auftritt, muss es eine exogene Variable geben, die die Faktorangebotskurve nicht nur parallel verschiebt, sondern auch in der Lage ist, ihre Neigung zu ändern. Dieses Argument wird weiter grafisch erläutert (vgl. Abbildung 3.2).

Die Ausgangssituation ist wie in Abbildung 3.1 dargestellt. Aber anstelle der Verschiebung der Faktorangebotskurve nach links dreht sie sich in E_0 , so dass das neue Angebotssystem $W_2(X)$ und GA_2 entsteht. Wenn WGP_c eine aggregierte Wertgrenzproduktkurve ist und vollständiger Wettbewerb herrscht, wird E_0 das Gleichgewicht sowohl für die Faktorangebotskurve $W_0(X)$ als auch für die Faktorangebotskurve $W_2(X)$ sein. Wenn aber WGP_m die Wertgrenzproduktkurve des Monopsonisten ist, dann bewegt sich das neue Gleichgewicht zu E_2 , und somit zu einer Menge, bei der $GA_2 = WGP_m$. Deshalb erlaubt die Drehung der Faktorangebotskurve, die Hypothesen des Wettbewerbs bzw. Monopsons durch Beobachtung zu unterscheiden.

3.2.2 *Übersicht über Anwendungen der Neuen Empirischen Industrieökonomik*

Das theoretische Konzept zur Analyse der Marktpreisbildung von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) ist in zahlreichen Studien zur Messung von Marktmacht angewandt worden. Seit dem Anfang der 80er Jahre hat die Analyse unvollkommener Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft durch die Schätzung von Marktstrukturmodellen unter der Annahme unvollständigen Wettbewerbs und die empirische Überprüfung von Marktmacht erhebliche Fortschritte erzielt (vgl. HERRMANN, 2005). SEXTON und LAVOIE (2001), WOHLGENANT (2001), SEXTON (2000), MORRISON (1999) sowie AZZAM (1998) stellen verschiedene Modelle zur Analyse der Preisbildung und von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft dar. Einen Überblick geben auch SEXTON und ZHANG (2000). In den Artikeln wird zwischen statischen und dynamischen Modellen unterschieden, welche vollständigen und unvollständigen Wettbewerb abbilden. Es hat eine Vielzahl von Modellen zur Existenz von Marktmacht wie z.B. von PANZAR und ROSSE (1987) und HALL (1988) gegeben. Einen guten Überblick über diese Modelle haben HYDE und PERLOFF (1995) gegeben, auf den hier nicht näher eingegangen werden kann.

In den letzten 15 Jahren wurden in zahlreichen Studien Marktmachtmodelle gestaltet. Diese Modelle unterscheiden sich hauptsächlich in Bezug auf die Modellierung und die Überprüfung der Monopol-/Oligopol-Hypothese (vgl. AZZAM, 1992) oder der Monopson-/Oligopson-Hypothese (vgl. AZZAM und SCHROETER, 1991) sowie darin, ob Input- oder Outputmärkte analysiert werden. In vielen empirischen Studien zur Messung von Marktmacht wie z.B. SCHROETER (1988), SCHROETER und AZZAM (1990), AZZAM und PAGOULATOS (1990) u.a. wurde nachgewiesen, dass sich die Preisbildung auf den Agrar- und Ernährungsmärkten unter unvollständigem Wettbewerb vollzieht. In nur wenigen Studien wurde die Hypothese über eine mögliche Ausübung von Marktmacht auf den Agrar- und Ernährungsmärkten abgelehnt (vgl. DURHAM und SEXTON, 1992; MUTH und WOHLGENANT, 1999).

Tabelle 3.1 veranschaulicht die Ergebnisse der empirischen Studien zur Messung von Marktmacht, die sich der Methoden der NEIO bedienen. Es wurde dabei die Existenz von Marktmacht in verschiedenen Industrien und Ländern gefunden, wie z.B. Oligopolmarktmacht in der Ernährungsindustrie der USA und Kanada (vgl. LOPEZ, 1984; BHUYAN und LOPEZ; 1997, LOPEZ et al., 2002). Für die Schätzung des Marktmachtparameters werden in diesen Studien aggregierte Industriedaten auf Jahresbasis verwendet, die in offiziellen Statistiken veröffentlicht und relativ leicht zugänglich sind. Die Interpretation des Marktmachtparameters in diesen Studien hängt davon ab, welche Annahme über die Aggregation des Wertgrenzprodukts oder der Grenzkosten über alle einzelnen Unternehmen getroffen worden ist.

Ein weiteres Unterscheidungskriterium der Modelle sind verschiedene Annahmen über die Produktionstechnologie (z.B. variable und fixe Proportionen zwischen dem landwirtschaftlichen Vorleistungsgut und dem Industrieoutput). So wird z.B. in SCHROETERS (1988) Studie eine Erweiterung von APPELBAUMS (1982) Modell verwendet. SCHROETER bildet Marktmacht auf den Input- und Outputmärkten in der Rindfleischindustrie unter Annahme fixer Proportionen zwischen dem landwirtschaftlichen Input und dem Industrieoutput ab.

Die von APPELBAUM und anderen getroffenen vereinfachenden Annahmen (z.B. vollständiger Wettbewerb, konstante Skalenerträge in der Verarbeitungsindustrie) weichen insbesondere in den Transformationsländern wie der Ukraine von der Realität ab. Da die Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie in der Ukraine im Jahr 2001 durchschnittlich zwischen 18 und 22 %¹⁰¹ lag, ist mit zunehmenden Skalenerträgen in der Milchverarbeitung zu rechnen. In diesem Zusammenhang sind z.B. die theoretischen Arbeiten von MCCORRISTON et al. mit Annahmen über konstante (1998) und zunehmende Skalenerträge (2001) auf oligopolistischen Märkten von Bedeutung. Modelle für Oligopsonsituationen sind z.B. von JUST und CHERN (1980), AZZAM und SCHROETER (1991) und von CHEN und LENT (1992) entwickelt worden.

¹⁰¹ Zur Kapazitätsauslastung der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie vgl. BAKER und PROTSCHENKO (1999), SAUER (2002), BOJARUNETS (2002), ZORYA et al. (2003), PEREKHOZHUK (2003).

Tabelle 3.1: Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse zur Messung von Marktmacht

Verfasser	Jahr	Industrie bzw. Markt	Marktstruktur	Marktmachtgrad ¹⁾	Frequenz	Datenart	Marktebene	Land	Periode
Appelbaum	1979	Benzin- und Gasindustrie	Oligopol	0,064 0,065	J	T	N	USA	1947-71
Appelbaum	1982	Gummiindustrie Textilindustrie Elektromaschinen Tabak	Oligopol	0,056 0,067 0,196 0,651	J	T	N	USA	1947-71
Azzam und Pagoulatos	1990	Fleischmarkt Rindermarkt	Oligopol Oligopson	0,460 1,100	J	T	N	USA	1959-82
Bhuyan und Lopez	1997	Ernährungs- und Tabakin- dustrie	Oligopol	0,081-0,717	J	T	N	USA	1972-87
Buschena und Perloff	1991	Kokosnussöl-exportmarkt	Oligopol	0,410-0,890	J	T	W	USA, EU	1959-87
Deodhar und Sheldon	1995	Bananenimportmarkt	Oligopol	0,290	J	T	W	W	1966-93
Gohin und Guyomard	2000	Milchprodukte Fleischprodukte andere Produkte	Oligopol	0,200 0,174 0,118	J	T	N	Frankreich	1977-93
Hyde und Perloff	1998	Einzelhandel: Fleisch	Oligopol	≈0	Q	T	N	Australien	1970-88
Lopez	1984	Ernährungsindustrie	Oligopol	0,504	J	T	N	Kanada	1965-79
Lopez at al.	2002	Ernährungsindustrie	Oligopol	0,035-0,815	J	T	N	USA	1972-92
Millán	1999	Ernährungsindustrie Getränkeindustrie Tabakindustrie	Oligopol	0,005-0,084 0,042-0,248 0,280	J	T	N	Spanien	1978-92
Murray	1995	Holzsägeindustrie Papierindustrie	Oligopson Oligopson	0,244 0,286	J	T	N	USA	1958-88
Muth und Wohlgenant	1999	Fleischindustrie	Oligopson	≈0	J	T	N	USA	1967-93
Schroeter und Azzam	1990	Rindfleischmarkt Schweinefleischmarkt Rindermarkt Schweinemarkt	Monopol Monopson	0,143 0,057 0,129 0,339	Q	T	N	USA	1976-86
Schroeter	1988	Fleischmarkt Rindermarkt	Monopol Monopson	0,079 0,025	J	T	N	USA	1951-83
Wann und Sexton	1992	Fruchtcocktailmarkt Birnenmarkt	Oligopol Oligopson	0,482 0,076	J	T	R	USA	1950-86

Quelle: Eigene Darstellung anhand der Studien.

Anm.: ¹⁾ Der Marktmachtgrad stellt die relative Abweichung des Produktpreises von den Grenzkosten (Oligopol, Monopol) bzw. des Auszahlungspreises vom Wertgrenzprodukt des Rohstoffes (Oligopson, Monopson) dar. Frequenz der Daten: J = Jahr, Q = Quartal. Datenart: T = Zeitreihendaten, C = Querschnittsdaten, P = Paneldaten. Markt: N = National, R = Regional, W = Welt.

Viele Autoren weisen außerdem darauf hin, dass sowohl SCHROETERS Modell (1988) als auch andere Modelle, wie z.B. von SCHROETER und AZZAM (1991), AZZAM und SCHROETER (1991) und AZZAM (1997), Marktmacht unter der Annahme fixer Proportionen zwischen dem Industrie-Output und dem landwirtschaftlichen Vorleistungs-Input abbilden. Aber in der Ernährungsindustrie gibt es nach den Ergebnissen der Studien von WOHLGENANT (1989) sowie von GOODWIN und BRESTER (1995) eine substantielle Input-Substituierbarkeit. MUTH und WOHLGENANT (1999) sowie MURRAY (1995) berücksichtigen dies in ihren Arbeiten zur Messung von Marktmacht auf dem Oligopsonmarkt. Dabei diskutieren sie außer der Annahme einer variablen Produktionstechnologie die unterstellte Zielsetzung der Unternehmen sowie die Auswahl geeigneter Funktionsformen.

Ein weiterer Punkt, der die Formulierung bzw. Konzipierung des empirischen Modells zur Messung von Marktmacht auf den Agrar- und Ernährungswirtschaftsmärkten beeinflusst, ist die Verfügbarkeit von Daten für bestimmte Modellvariablen. Vor dem Hintergrund, dass die nichtlandwirtschaftlichen Input-Mengen in der Ernährungsindustrie sehr oft statistisch nicht erfasst werden, haben MUTH und WOHLGENANT (1999) ein Modell zur Messung von Marktmacht auf oligopsonistischen Märkten entwickelt, für das keine Daten für diese Input-Mengen benötigt werden.

Die vorliegende Arbeit knüpft an den Bereich der Literatur an, in dem die Marktstruktur und die Preisbildung bei Vorliegen eines Oligopsons unterstellt werden. Es sind verschiedene Modelle für Oligopsonsituationen, wie z.B. von JUST und CHERN (1980), AZZAM und SCHROETER (1991) und von CHEN und LENT (1992) entwickelt worden. In nächsten Abschnitt wird die Grundstruktur des Marktstrukturmodells zur Analyse der Preisbildung auf dem Markt für Rohmilch zwischen Landwirtschafts- und Milchverarbeitungssektor dargestellt.

3.3 Modell zur Messung oligopsonistischer Marktmacht

3.3.1 Grundstruktur des Modells

Für den geplanten Verwendungszweck im Rahmen eines Strukturmodells für den ukrainischen Markt für Rohmilch ist es ausreichend, eine Beschreibung der Produktionstechnologie der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie zu geben, die sich auf die Darstellung einer begrenzten Anzahl von Parameter beschränkt, die durch die mikroökonomische Produktionstheorie vorgegeben werden (Skalenelastizität, Substitutionselastizität u.a.). Deshalb wird eine Reihe von Annahmen getroffen, die zu einer vereinfachten Beschreibung der komplexen Produktionstechnologie der Milchverarbeitungstechnologie führen. So wird

angenommen, dass das Produktionsergebnis (der Output) der Milchverarbeitungsindustrie aus einem homogenen Produkt Y besteht. Als Maß für den Output¹⁰² bietet sich ein Aggregat an, welches auf der Basis der Outputmenge von Milch und Milchprodukten (Milch, Butter, Käse und andere Molkereiprodukte) in Milchäquivalent umgerechnet worden ist¹⁰³. Außerdem besteht das aggregierte Produkt Y aus der Summe der Outputs der n einzelnen Unternehmen und beträgt $Y = \sum_i^n Y_i$, wobei Y_i den Output des i -n Unternehmens ($i = 1, \dots, n$) bezeichnet. Somit kann die Grundstruktur der Produktionsbeziehungen der Milchverarbeitungsindustrie in allgemeiner Form wie folgt beschrieben werden:

$$Y = f(X, \mathbf{N}) \quad (3.1)$$

wobei X das landwirtschaftliche Vorleistungsgut (Rohmilch) und \mathbf{N} der Vektor von nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und Vorleistungsgütern ist (z.B. Arbeit, Kapital, Energie u.a.)¹⁰⁴.

Gemäß der Zielsetzung der Untersuchung wird angenommen, dass das Milchverarbeitungsunternehmen sowohl die Preise für die nicht-landwirtschaftlichen Vorleistungsgüter als auch für den Output als außerhalb ihres Einflusses ansehen, d.h. sie befinden sich sowohl bei den eingesetzten nicht-landwirtschaftlichen Vorleistungsgütern als auch bei den Enderzeugnissen auf Märkten mit vollständigem Wettbewerb. Anders als auf den nicht-landwirtschaftlichen Faktormärkten verhalten sich die Milchverarbeitungsunternehmen auf dem landwirtschaftlichen Markt für Rohmilch.

Die Angebotsfunktion von Rohmilch, der sich die Milchverarbeitungsindustrie auf dem Faktormarkt gegenüber sieht, kann in inverser Form wie folgt dargestellt werden:

$$W_X = g(X, \mathbf{S}) \quad (3.2)$$

¹⁰² Es könnte auch ein Bruttoproduktionsindex der Milchverarbeitungsindustrie verwendet werden, der allerdings auf Monatsbasis nicht zur Verfügung steht.

¹⁰³ Zur Aufbereitung der Variable Output der Milchverarbeitungsindustrie vgl. Abschnitt 4.1.

¹⁰⁴ Die Produktionsfaktoren und Vorleistungsgüter lassen sich in Abhängigkeit von der Kostenstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie in vier Kategorien einteilen: (1) Materialien wie Rohmilch, Hilfs- und Betriebsstoffe, die ca. 86 % der gesamten Produktionskosten ausmachen. Dabei ist in Betracht zu ziehen, dass gut 70 % der Gesamtkosten allein auf die Rohmilch entfallen; (2) Arbeitsleistungen, deren Kostenanteil zwischen 5 und 7 % liegt; (3) Kapitalleistungen, die insgesamt gut 3 % der Kosten ausmachen und (4) Energie mit 4 % Kostenanteil. Zur Kostenstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsunternehmen vgl. BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 123) und Abschnitt 2.5.5.

wobei W_X der Preis des spezialisierten Produktionsfaktors der Milchverarbeitungsindustrie X , $X = \sum_i X_i$ die aggregierte Marktnachfrage nach dem spezialisierten Produktionsfaktor und X_i die individuelle Nachfragemenge des i -ten Milchverarbeitungsunternehmens ist. Der Vektor \mathbf{S} bildet die exogenen Shift-Faktoren ab, die das landwirtschaftliche Angebotsverhalten beeinflussen.

Unter Berücksichtigung der Produktionsfunktion (3.1) und der Angebotsfunktion (3.2) kann die Gewinngleichung der Milchverarbeitungsindustrie wie folgt geschrieben werden:

$$\pi = P \cdot f(X, \mathbf{N}) - W_X(X, \mathbf{S}) \cdot X - \mathbf{W}' \cdot \mathbf{N} \quad (3.3)$$

wobei P der Outputpreis für Milchprodukte ist. Der Vektor \mathbf{N} stellt entsprechend die Menge und \mathbf{W} die Preise der nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren (z.B. Arbeit, Kapital, Energie u.a.) dar.

Durch die Annahme, dass auf dem Markt für den spezialisierten Produktionsfaktor der Milchverarbeitungsindustrie unvollständiger Wettbewerb existiert, ergibt sich als Bedingung erster Ordnung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach dem landwirtschaftlichen Produktionsfaktor:

$$W_X + \Theta \frac{\partial g(X, \mathbf{S})}{\partial X} X = P \frac{\partial f(X, \mathbf{N})}{\partial X} \quad (3.4)$$

dabei ist Θ ein Parameter, der den Grad der Marktmacht auf dem Markt abbildet. Die Gleichungen (3.2) und (3.4) bilden ein Gleichungssystem, mit dessen Hilfe der Grad der Marktmacht auf den Markt für Rohmilch in Form des Parameters Θ ökonometrisch geschätzt werden kann. Wenn der geschätzte Parameter Θ gleich Null ist, dann bedeutet dies eine Preisbildung unter vollständigem Wettbewerb auf dem Vorleistungsmarkt. Die Bedingung erster Ordnung für die Gewinnmaximierung reduziert sich dabei auf Gleichung (3.5), bei der der Inputpreis für den spezialisierten Produktionsfaktor gleich dem Wertgrenzprodukt ist:

$$W_X = P \frac{\partial f(X, \mathbf{N})}{\partial X} \quad (3.5)$$

Beträgt der Parameter Θ Eins, dann existiert auf dem Vorleistungsmarkt ein Monopson bzw. die Unternehmen verhalten sich wie ein Kartell. Alle Werte von Θ zwischen Null und Eins deuten auf oligopsonistische Marktstrukturen auf dem Vorleistungsmarkt hin.

Unter Verwendung der Gleichung (3.2) kann die Gleichung (3.4) in Elastizitätsform wie folgt umgestellt werden:

$$W_X \left(1 + \frac{\Theta}{\varepsilon_{WX}} \right) = P \cdot \frac{\partial f(X, \mathbf{N})}{\partial X}, \quad (3.6)$$

wobei $\varepsilon_{wX} = (\partial X / \partial W_X)(W_X / X)$ die Eigenpreiselastizität des Angebots von Rohmilch ist.

In Anlehnung an BRESNAHAN (1989, S. 1018) sind drei wichtigen Vorteile zu nennen, die nach seiner Meinung die Modellierung eines Marktmodells unter Anwendung von Angebotsgleichung (3.2) und Optimierungsbedingung (3.4) bietet. Der erste Vorteil liegt darin, dass der NEIO-Ansatz strukturelle Elemente hat. Jeder Parameter, der im Rahmen des Marktstrukturmodells geschätzt worden sind, hat ökonomische Interpretation. Dabei können z.B. geschätzte Produktions- oder Angebotselastizität sowie die Rate des technischen Fortschritts und deren Vorzeichen und Größenordnungen hinsichtlich der ökonomischen Plausibilität beurteilt werden. Der zweite Vorteil dieses Ansatzes besteht im Folgenden. Ist die Interpretation von Parametern und Elastizitäten aus Sicht der mikroökonomischen Theorie plausibel, dann können theoretisch fundierte Aussagen über Existenz bzw. Ausübung von Marktmacht anhand des Parameters Θ gemacht werden. Der dritte Vorteil liegt in der Anwendung von ökonometrischen Methoden zur Schätzung des Strukturmodells. Daher kann zum einen geklärt werden, unter welchen Bedingungen die Identifizierung des Parameters Θ möglich ist. Zum anderen erlaubt der strukturelle Ansatz ökonometrisch fundierte Aussagen über die statistische Signifikanz des geschätzten Parameters Θ .

Zusätzlich zu diesen drei Vorteilen kann nach Meinung des Autors ein vierter Vorteil genannt werden, der die Datengrundlagen betrifft. Wegen möglichen Datenmangels bzw. Datenlücken spielt dies für die empirische Forschung eine besondere Rolle. In den NEIO-Studien werden keine Kostendaten bzw. keine Daten über marginale Kosten sowie den Lerner-Index benötigt. Der Parameter Θ lässt sich auf der Basis von Zeitreihen- und Querschnittsdaten aus einer gewissen Anzahl von Beobachtungen schätzen. Dabei können ökonometrisch fundierte Aussagen über die Existenz von Marktmacht in einer Industrie oder sogar die Ausübung von Marktmacht eines Unternehmens gemacht werden. Außerdem können bei Fehlen von Paneldaten für die Produktionsergebnisse und die Produktionsfaktoren der einzelnen Unternehmen aggregierte Marktdaten verwendet werden. In den NEIO-Studien werden typischerweise aggregierte Daten einer Industrie verwendet. Stehen aggregierte Industrie- und/oder Marktdaten zur Verfügung, so ist es notwendig, dementsprechende Annahmen für die Aggregation des Wertgrenzproduktes über die einzelnen Unternehmen zu treffen. Einige dieser Annahmen werden allerdings in der Literatur zur NEIO kritisiert. Um die Kritik zu berücksichtigen, werden in dem nächsten Abschnitt diese Annahme über die Aggregation des Wertgrenzproduktes und die dementsprechende Interpretation des Parameters Θ ausführlich dargestellt und diskutiert.

3.3.2 Aggregation des Wertgrenzproduktes und Interpretation des Marktmachtparameters

Im vorstehenden Abschnitt wurde die Grundstruktur des Marktstrukturmodells in aggregierter Form vorgestellt. Dabei wurde unterstellt, dass die Aggregation über einzelne Unternehmen erfolgte. Außer der Aggregation der Output- und Faktornachfragemengen entsteht als weiteres Problem die Aggregation der Wertgrenzprodukte der Unternehmen. Während das Gesamt- bzw. Durchschnittsprodukt relativ leicht beobachtbar ist, bleibt allerdings das Wertgrenzprodukt unbeobachtbar.

Je nachdem, wie die Annahme für die Aggregation des Wertgrenzprodukts über alle einzelnen Unternehmen getroffen worden ist, kann der geschätzte Parameter Θ unterschiedlich interpretiert werden.

Die Gewinngleichung des i -ten Milchverarbeitungsunternehmens kann wie folgt geschrieben werden:

$$\pi_i = P \cdot f_i(X_i, \mathbf{N}_i) - W_X(X, \mathbf{S}) \cdot X_i - \mathbf{W}' \cdot \mathbf{N}_i \quad (3.7)$$

wobei $f_i(X_i, \mathbf{N}_i)$ die Produktionsfunktion des i -ten Milchverarbeitungsunternehmens ist.

Die Bedingung erster Ordnung für die individuelle gewinnmaximierende Nachfrage des i -ten Milchverarbeitungsunternehmens nach dem spezialisierten Produktionsfaktor X_i lautet:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial X_i} = P \frac{\partial f_i(X_i, \mathbf{N}_i)}{\partial X_i} - W_X - \frac{\partial g(X, \mathbf{S})}{\partial X} \frac{\partial X}{\partial X_i} X_i = 0 \quad (3.8)$$

Durch einfache Umformung von (3.7) ergibt sich folgender Ausdruck:

$$W_X + \frac{\partial X}{\partial X_i} \frac{X_i}{X} \frac{\partial g(X, \mathbf{S})}{\partial X} X = \frac{\partial f_i(X_i, \mathbf{N}_i)}{\partial X_i} P \quad (3.9)$$

Bei der Aggregation des Grenzproduktes der einzelnen Unternehmen (3.9) können zwei Annahmen getroffen werden.

Die erste Annahme besteht darin, dass das Wertgrenzprodukt als ungewogene Durchschnittsgröße über alle einzelnen Unternehmen gebildet wird:

$$W_X + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial X}{\partial X_i} \frac{X_i}{X} \frac{\partial g(X, \mathbf{S})}{\partial X} X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial f_i(X_i, \mathbf{N}_i)}{\partial X_i} P, \quad (3.10)$$

Dann ist der Parameter Θ in der Gleichung (3.4) bzw. (3.6) als ungewogener Durchschnitt der konjekturalen Elastizität auf dem Vorleistungsmarkt zu interpretieren:

$$\Theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial X}{\partial X_i} \frac{X_i}{X}, \quad (3.11)$$

wobei n die Anzahl der Unternehmen ist.

BRESNAHAN (1989, S. 1031) bemerkt, dass im Fall vollständigen Wettbewerbs ($\Theta = 0$) sowohl die Annahme über die Aggregation des Wertgrenzproduktes als auch die Interpretation der Testergebnisse plausibel ist. Diese Annahme hat in früheren empirischen NEIO-Studien eine breite Verwendung gefunden. So haben z.B. APPELBAUM (1979b, 1982), LOPEZ (1984) und SCHROETER (1988) die Hypothese über vollständigen Wettbewerb auf verschiedenen Märkten bzw. über Preisnehmerverhalten in verschiedenen Industrien getestet. Diese Annahme wurde auch in empirischen Studien von GOLLOP und ROBERTS (1979), ROBERTS (1984), AZZAM und PAGOULATOS (1990) sowie MILLÁN (1999) verwendet. Bei der Analyse auf Basis aggregierter Industriedaten wurde in den oben genannten und vielen anderen Studien angenommen, dass die Grenzkosten (das Grenzprodukt) und demzufolge die konjekturale Variation quer über die Unternehmen im Gleichgewicht identisch sind. Wenn aber die Hypothese vollständigen Wettbewerbs abgelehnt wird, dann bedeutet dies Marktmacht, und demzufolge ist die Interpretation des Parameters Θ unklar, da unterschiedliche Unternehmen unter unvollständigem Wettbewerb eine unterschiedliche Größe des Grenzprodukts haben (vgl. BRESNAHAN, 1989, S. 1030).

Im Hinblick auf die Oligopoltheorie hält BRESNAHAN (1989, S. 1030) die Annahme für die Aggregation des Wertgrenzproduktes der einzelnen Unternehmen nach COWLING und WATERSON (1976) für angemessen. CHEN und LENT (1992) haben sich an ihren Ansatz angeschlossen und speziell für die Oligopsiontheorie ausgearbeitet. Der Marktanteil des i -ten Unternehmens ($i = 1, \dots, n$) lässt sich in der Gleichung (3.9) leicht erkennen ($X_i/X = s_i$). Die Relation $\partial X/\partial X_i$ zeigt die Änderung der gesamten Marktnachfrage (∂X) bei einer Veränderung (Variation) der Nachfrage des i -ten Unternehmens (∂X_i). Darüber hinaus besteht die Möglichkeit, diese Relation in zwei Teile zu spalten und das Unternehmensverhalten auf dem Markt bzw. die Wettbewerbsintensität in einer Branche zu parametrisieren. Die Änderung der gesamten Marktnachfrage bei einer Variation der Nachfrage des i -ten Unternehmens lässt sich weiter wie folgt schreiben:

$$\frac{\partial X}{\partial X_i} = \frac{\partial X_i}{\partial X_i} + \frac{\partial \sum_{j \neq i} X_j}{\partial X_i} = 1 + \lambda_i, \quad (3.12)$$

wobei $\sum_{j \neq i} X_j$ die Gesamtnachfrage aller übrigen Unternehmen darstellt und λ_i der

Parameter der konjekturalen Variation ist, der die Änderung der Nachfragemenge aller übrigen Unternehmen bei Erhöhung der Nachfragemenge des i -ten Unternehmens um eine Einheit abbildet und damit das Wettbewerbsmodell identifiziert, das sich aufgrund der Schätzung im Rahmen des verwendeten Modells ergibt.

In Hinblick auf die Höhe der konjekturalen Variation umfasst die Theorie drei Spezialfälle. Der erste Spezialfall tritt ein, wenn eine negative konjekturale Variation in Höhe von minus Eins unterstellt wird ($\lambda_i = -1$). Die gesamte Marktnachfrage bei einer Variation der Nachfrage des i -ten Unternehmens ändert sich nicht, da eine Veränderung des i -ten Unternehmens zu einer entgegengesetzten Veränderung der Nachfragemenge aller übrigen Konkurrenten in genau der gleichen Höhe führt, so dass die Änderung der gesamten Marktnachfrage gleich Null ist ($\partial X / \partial X_i = 0$). Der zweite Spezialfall lässt sich aus dem Cournot-Wettbewerb ableiten, in dem kein Unternehmen veranlasst wird, seine Entscheidung zu revidieren. Die konjekturale Variation des i -ten Unternehmens ist gleich Null ($\lambda_i = 0$), so dass $\partial X / \partial X_i = 1$. Ist dagegen $1 + \lambda_i$ gleich dem Kehrwert des Marktanteils s_i , so ergibt sich ein dritter Spezialfall, der einem kollusiven Verhaltens aller Unternehmen (Preis- oder Mengenabsprache) entspricht.

Die alternative Annahme über die Aggregation des Grenzproduktes liegt nahe, das Grenzprodukt der einzelnen Unternehmen (3.9) zunächst mit dem Marktanteil (s_i) zu gewichten und dann über alle einzelnen Unternehmen zu aggregieren. Wird die Gleichung (3.9) mit dem Marktanteil s_i multipliziert und dementsprechend summiert, so erhält man unter Berücksichtigung von (3.12) die folgende sektorale Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach dem landwirtschaftlichen Produktionsfaktor:

$$W_X \sum_{i=1}^n s_i + \sum_{i=1}^n s_i^2 \frac{(1 + \lambda_i)}{\varepsilon_{WX}} W_X = \sum_{i=1}^n s_i \frac{\partial f_i(X_i, N_i)}{\partial X_i} P, \quad (3.13)$$

In Anlehnung an COWLING und WATERSON (1976) und CHEN und LENT (1992) kann der folgende Ausdruck ermittelt werden:

$$W_X \cdot \left[1 + \frac{H}{\varepsilon_{WX}} (1 + \lambda) \right] = P \cdot \frac{\partial f(X, N)}{\partial X}, \quad (3.14)$$

wobei $H = \sum_i s_i^2$ der Herfindahl-Hirschman-Index für den landwirtschaftlichen Vorleistungsmarkt. Der Parameter λ ist der gewogene Durchschnitt der Parameter der konjekturalen Variation, $\lambda = \sum_{i=1}^n s_i^2 \lambda_i / \sum_{i=1}^n s_i^2$. Die Gleichung (3.14) zeigt, dass der Grad von Oligopsonmarktmacht eine Funktion der Preiselastizität des Angebots des landwirtschaftlichen Inputs (ε_{WX}), des Herfindahl-Hirschman-Indexes (H) und des Parameters der konjekturalen Variation (λ) auf dem Vorleistungsmarkt ist.

Unter Berücksichtigung von Gleichungen (3.14) und (3.6) erhält man der folgende Ausdruck für den Marktmachtparameter $\Theta = H(1 + \lambda)$. Hier nimmt die

Interpretation des Marktmachtparameters als integrierender Bestandteil des Herfindahl-Hirschman-Indexes und des Parameters der konjekturalen Variation ein.

Nach CHEN und LENT (1992) kann der Marktmachtgrad auf dem Faktormarkt im Oligopsonfall mit Hilfe eines Lerner-Indexes (L) wie folgt definiert und bestimmt werden:

$$L = \frac{H}{\varepsilon_{wX}}(1 + \lambda) \quad (3.15)$$

Der Lerner-Index (L) kann im Wertebereich zwischen $0 \leq L \leq 1/\varepsilon_{wX}$ liegen. Die gewogene Durchschnittsgrößen der Parameter der konjekturalen Variation soll $\lambda \geq -1$ sein. Nach COWLING und WATERSON (1976) und APPELBAUM (1982) formulieren CHEN und LENT (1992) vier spezielle Fälle: (i) Wenn $L = 0$, dann bedeutet das eine Preisbildung unter vollständigem Wettbewerb (der Herfindahl-Hirschman-Index nähert sich Null an und oder λ geht gegen -1). Aber L nähert sich auch dann Null an, wenn ε_{wX} gegen unendlich geht. Dies bedeutet, dass die Industrie auch mit höherer Konzentration und/oder Kollusion nicht in der Lage ist, oligopsonistische Gewinne zu erzielen, wenn das landwirtschaftliche Inputangebot unendlich elastisch ist. (ii) Wenn der Parameter der konjekturalen Variation gleich Null ist ($\lambda = 0$), dann existiert ein Cournot-Oligopson. (iii) Wenn der Parameter der konjekturalen Variation des i -ten Unternehmens (λ_i) gleich dem Kehrwert des Marktanteils minus Eins ist $\left(\lambda_i = \frac{1}{s_i} - 1\right)$, dann ist Kollusion vorhanden. (iv) Wenn der Herfindahl-Hirschman-Index gleich eins ($H = 1$), dann existiert ein Monopson und es folgt, dass der Parameter der konjekturalen Variation gleich Null ($\lambda = 0$) ist. Diese vier Varianten des Preissetzungsparameters von CHEN und LENT (1992) decken die wichtigsten Fälle des Unternehmensverhaltens von vollständigem Wettbewerb bis Monopson auf dem Vorleistungsmarkt ab.

3.4 Kritik und Schlussfolgerungen für die Modellanalyse

Die in diesem Kapitel dargestellten theoretischen Konzepte zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung zeigen, dass in den Strukturmodellen, die im Rahmen der Neuen Empirischen Industrieökonomik in Anlehnung an BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) entwickelt wurden, explizit auf Existenz von Marktmacht getestet werden kann. Allerdings gibt es auch bei dem Strukturansatz einige Kritikpunkte, die in der vorliegenden Arbeit zu beachten sind.

SEXTON und LAVOIE (2001, S. 913) sowie SEXTON und ZHANG (2000, S. 19-23) unterscheiden zwei kritische Punkte¹⁰⁵.

Der erste Punkt liegt in der Frage der Abgrenzung von Märkten bzw. darin, dass aggregierte statistische Industriedaten verwendet werden. Voraussetzung für die Bestimmung der Marktstruktur ist die Abgrenzung des relevanten Marktes. Diese Abgrenzung muss bezüglich des Produktes auch räumlich und zeitlich erfolgen. Das Problem besteht darin, dass eine klare Abgrenzung von Märkten oft schwierig ist. So wurde z.B. in der Studie von BHUYAN und LOPEZ (1997) die Existenz von Marktmacht in der Industrie untersucht, die verschiedene Produkte wie Junghähnchen, Truthähne und andere Geflügel sowie frische und tiefgefrorene Eier herstellt. Durch ökonometrische Schätzungen konnte diese Frage nach dem Vorliegen von Marktmacht (wie häufig auch in anderen Studien zu anderen Märkten) wegen einer weiten Definition des Marktes, wie hier des Marktes für Geflügel und Eier, nicht eindeutig geklärt werden. Eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen wurde auf der Basis von Industriedaten durchgeführt, die auf der nationalen Ebene aggregiert sind. Die räumliche Abgrenzung des Marktes muss insbesondere bei der Analyse auf den Märkten für bestimmte Agrarerzeugnisse, wie z.B. für Rinder und Schweine, beachtet werden, da das Verhältnis der Transportkosten zum Wert des Produktes eine bestimmte Bedeutung hat. Für die wenig haltbaren Produkte wie z.B. Rohmilch, die nicht über längere Strecken transportiert werden können, kann die räumliche Abgrenzung des Marktes nicht unbeachtet gelassen werden.

Der zweite Kritikpunkt bezieht sich auf die Annahmen, die bei der Auswahl der Funktionsform von Angebots- und/oder Nachfragefunktionen und der Produktionstechnologie gemacht werden müssen. Es kann insbesondere bei einem linearen Modell zu ökonometrischen Problemen der Identifizierbarkeit der Marktmachtparameter kommen (vgl. LAU, 1982). Durch die Anwendung einer flexiblen Funktionsform kann dieses Problem zum Teil gelöst werden. Darauf weisen die Testergebnisse von HYDE und PERLOFF (1995) hin. Sie haben die Anwendung von drei Funktionsformen (Cobb-Douglas, Translog und lineare Funktionsform für Kostenfunktion) in strukturellen Modellen anhand von statistischen Tests überprüft. Für den Test wurde ein Oligopolmodell entwickelt. Die Testergebnisse weisen darauf hin, dass bei der Verwendung der Cobb-Douglas-Funktionsform für die Kostenfunktion und einer log-linearen Nachfragefunktion die Hypothese eines Cournot-Oligopols nie abgelehnt wird, selbst wenn am Markt tatsächlich Kollusion vorherrscht. Während in vielen Studien die Produktionstechnologie durch Anwendung einer flexiblen

¹⁰⁵ SEXTON und LAVOIE (2001, S. 913), SEXTON und ZHANG (2000, S. 19-23) sowie WOHLGENANT (2001, S. 958) vermitteln einen ausgezeichneten Überblick über kritische Anmerkungen zum NEIO-Ansatz.

Funktionsform wie z.B. einer Translog-Produktionsfunktion determiniert wurde, ist das Angebot bzw. die Nachfrage häufig durch einfache lineare bzw. log-lineare Funktionsformen repräsentiert worden. In wenigen Studien sind sogar Elastizitäten aus anderen Schätzungen entnommen worden.

Die im diesem Kapitel dargestellten theoretischen Konzepte zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung lassen sich wie folgt zusammenfassen. Im Gegensatz zum SCP-Ansatz kann in strukturellen Modellen explizit die Existenz von Marktmacht getestet werden. Für die Analyse können sowohl aggregierte Industriedaten auf nationaler als auch regionaler Ebene sowie Daten einzelner Unternehmen verwendet werden. In der vorliegenden Arbeit wurden die Kritikpunkte zur Auswahl von Funktionsformen durch ökonometrische Schätzung der Angebots- und Produktionsfunktion beachtet. Bevor die Spezifikation und Schätzung des Marktstrukturmodells dargestellt wird, werden zunächst die Ergebnisse der Untersuchung der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie und des Angebots für Rohmilch in der Ukraine präsentiert. Bei der Analyse des Marktstrukturmodells wurden die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse von Produktions- und Angebotsfunktionen berücksichtigt.

4 DATENGRUNDLAGEN UND DATENAUFBEREITUNG

4.1 Daten zur Schätzung der Produktionsfunktion

Als Datengrundlage für die vorliegende Arbeit dienen vor allem jährliche und monatliche Veröffentlichungen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine (DERZHKOMSTAT), die in statistischen Jahrbüchern der Ukraine (SJBÜ) und Sammelbänden (SSB) veröffentlicht worden sind. Darüber hinaus wurden Teile der für die ökonometrische Analyse benötigten Monatsdaten direkt bei den zahlreichen Departments des Staatsstatistikkomitees der Ukraine, wie z.B. dem Department für Landwirtschafts- und Umweltstatistik, dem Department für Produktionsstatistik, dem Department für Preisstatistik und dem Department für Arbeitsstatistik beschafft¹⁰⁶.

Zur Schätzung der ausgewählten Produktionsfunktionen, die die Produktion des aggregierten Outputs der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie durch den Einsatz der vier Produktionsfaktoren Rohmilch, Arbeit, Kapital und Energie erklären sollen, wurden die Zeitreihendaten für eine Untersuchungsperiode von 96 Monaten, von Januar 1996 bis Dezember 2003, erfasst und aufbereitet. Sie sind in Tabelle A 1 im Anhang wiedergegeben. Im Folgenden wird die Aufbereitung der einzelnen Modellvariablen sowohl hinsichtlich der statistischen Datenquelle als auch der Vorgehensweise näher erläutert.

4.1.1 *Output der Milchverarbeitungsindustrie*

Die Daten zu den Produktionsmengen der Milchverarbeitungsindustrie sind sowohl auf Jahres- als auch auf Monatsbasis in den Publikationen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine veröffentlicht¹⁰⁷. Die Jahresdaten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie findet man im Statistischen Jahrbuch der Ukraine sowohl auf nationaler als auch auf regionaler Ebene¹⁰⁸. Die nationalen

¹⁰⁶ Zur Struktur des STAATSSSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE vgl. <http://www.ukrstat.gov.ua>, (Letzter Zugriff: 21.07.2005)

¹⁰⁷ Zur Methodik der Datenerfassung der Industrieproduktionsdaten findet man eine ausführliche Information am Kapitelanfang zur Industriestatistik des SJBÜ für die Jahrgänge 1996 (S. 105-109), 1997 (S. 88-89), 1998 (S. 106), 1999 (S. 109), 2000 (S. 98), 2001 (S. 113), 2002 (S. 117) und 2003 (S. 105).

¹⁰⁸ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBÜ für die Jahrgänge 1996 (S. 148-149, 156-158), 1997 (S. 130-132, 139-142), 1998 (S. 139-141, 148-151), 1999 (S. 141-143,

Produktionsmengendaten auf Monatsbasis wurden vom Department für die Produktionsstatistik erfasst und im statistischen Sammelband "*Industrieerzeugnisse der Ukraine*" veröffentlicht¹⁰⁹. Die verwendeten Produktionsmengendaten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind auf Monatsbasis für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 in Tabelle A 2 im Anhang zusammengestellt. Daraus ist ersichtlich, dass die Produktionsmengendaten nach Produktgruppen, unterschieden nach Fettgehalt und Verarbeitungsintensität, erfasst und in unterschiedlichen Mengeneinheiten dokumentiert worden sind¹¹⁰. Um ein homogenes Aggregat (Y) als Maß für den Output der Milchverarbeitungsindustrie in Milchäquivalent zu konstruieren, wurden die Monatsdaten der einzelnen Molkereierzeugnisse mit Koeffizienten gewichtet. Das Staatsstatistikkomitee der Ukraine verwendet spezielle Umrechnungskoeffizienten, um die verschiedenen Molkereierzeugnisse zu einem Aggregat bzw. zu einer Produktgruppe, Milch und Milchprodukte, zusammenzufassen. Für die Aggregation wurden die Koeffizienten 22,3 für Butter, 3,5 für Käse, 1,03 für Vollmilcherzeugnisse, 6,7 für Mager-, Voll-, und Mischmilchpulver, 6,7 für Kindernahrungsmilchmischung und 2,5 für Kondensmilch vom Staatsstatistikkomitee benutzt¹¹¹ und ebenso in der vorliegenden Arbeit verwendet. Die aggregierte Produktionsmenge der Milchindustrie, gemessen in tausend Tonnen Milchäquivalent pro Monat, ist für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 in Tabelle A 2 im Anhang zusammengestellt.

Als Maß für den Output der Milchverarbeitungsindustrie könnte auch ein Bruttoproduktionsindex bzw. der Bruttoproduktionswert der Milchverarbeitungsindustrie verwendet werden¹¹². Allerdings stehen die Angaben zum Bruttoproduktionsindex der Milchverarbeitungsindustrie nur auf Jahres- und nicht auf Monatsbasis zur Verfügung, d.h. diese Angaben sind für die ökonometrische Schätzung der Produktionsfunktion in der vorliegenden Arbeit nicht geeignet¹¹³.

150-153), 2000 (S. 126-128, 134-137), 2001 (S. 141-143, 151-152), 2002 (S. 145-147, 153-156) und 2003 (S. 131-133, 139-142).

¹⁰⁹ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "*Industrieerzeugnisse der Ukraine*" für die Jahrgänge 2003 (S. 21-24), 2002 (S. 21-24), 2000 (S. 25-26).

¹¹⁰ Die meisten Daten zu den Produktionsmengen sind in Tonnen bzw. in tausend Tonnen angegeben, während die Monatsangaben zu den Produktionsmengen von Kondensmilch vom STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE in Mio. Dosen à 400 g erfasst wurden.

¹¹¹ Schriftliche Mitteilung von Mitarbeitern des Departments für Landwirtschafts- und Umweltstatistik vom 9. Juni 2004.

¹¹² Vgl. AZZAM (1997), MURRAY (1995), HAZILLA (1991, S. 50), SCHROETER und AZZAM (1990), JUST und CHERN (1980), AZZAM und PAGOULATOS (1992).

¹¹³ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJB für die Jahrgänge 1996 (S. 147), 1997 (S. 129), 1998 (S. 138), 1999 (S. 140), 2000 (S. 126), 2001 (S. 140), 2002 (S. 144) und 2003 (S. 130).

Die Angaben zum Bruttoproduktionswert sind bis zum Jahr 2000 nur aggregiert für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie veröffentlicht, und können aus diesem Grund nicht verwendet werden.

4.1.2 Rohmilchanlieferung

Die Angaben zur jährlichen Anlieferung der Rohmilch¹¹⁴ der landwirtschaftlichen Großbetriebe und Hauswirtschaften stammen aus folgenden Quellen: Den statistischen Jahrbüchern der Ukraine¹¹⁵, den statistischen Jahrbüchern *"Landwirtschaft der Ukraine"* (SJBLU)¹¹⁶ und *"Landwirtschaftstätigkeit von Hauswirtschaften der Ukraine"* (SJBLHWU)¹¹⁷ sowie den statistischen Sammelbänden (SSB)¹¹⁸ des Staatsstatistikkomitees der Ukraine¹¹⁹.

Als Datengrundlage für die Variable Rohmilch dienen zwei Statistische Bulletins des Departments für Landwirtschafts- und Umweltstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine, die detaillierte Preis- und Mengendaten für die an die Milchverarbeitungsbetriebe angelieferte Milch überwiegend auf Monatsbasis enthalten. Es handelt sich zum einen um das Statistische Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"*¹²⁰ und zum anderen

¹¹⁴ In der ukrainischen Fassung wird nicht von Rohmilch, sondern von Milch und Milchprodukten gesprochen.

¹¹⁵ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1996 (S. 215), 1997 (S. 196, 202), 1998 (S. 204), 1999 (S. 206), 2000 (S. 169, 186, 195), 2001 (S. 181, 202, 211), 2002 (S. 179-180, 211) und 2003 (S. 164-166, 197).

¹¹⁶ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für die Jahrgänge 1995 (S. 143), 1997 (S. 31-32, 42, 140), 1998 (S. 177, 200), 2000 (S. 80-83, 101, 193, 215), 2001 (S. 94-95, 219, 242), 2002 (S. 106-109, 252) und 2003 (S. 100-103, 125, 246, 269).

¹¹⁷ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLHWU für die Jahrgänge 2000 (S. 28, 85) und 2001 (S. 30, 88).

¹¹⁸ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB *"Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997"* für den Jahrgang 1998 (S. 62-67), SSB *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben der Ukraine in den Jahren 1990-1998"* für den Jahrgang 1999 (S. 75-80).

¹¹⁹ Zur Methodik der Datenerfassung zum Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnissen u.a. Rohmilch findet man eine ausführliche Information sowohl im Statistischen Jahrbuch der Ukraine für die Jahrgänge 2003 (S. 152-153), 2002 (S. 1-1), 2001 (S. 162-163), 2000 (S. 147-148) als auch im Statistischen Jahrbuch *"Landwirtschaft der Ukraine"* für den Jahrgang 2001 (S. 93).

¹²⁰ Statistisches Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* wurde vom Staatsstatistikkomitee der Ukraine auf der Grundlage der statistischen Erfassung nach der Form Nr. 13-ZAG *"Bericht über Milchanlieferung an die Verarbeitungsbetriebe"* und der Form Nr. 11-ZAG *"Bericht über Lieferung von Rindern und Geflügel an die Verarbeitungsbetriebe"* aufbereitet. Zum Verzeichnis der internen Codierung der Bulletins des Staatsstatistikkomitees der Ukraine vgl. <<http://www.ukrstat.gov.ua>> (Letzter Zugriff: 21.07.2005).

um das Statistische Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*¹²¹.

Die Unterschiede zwischen der beiden Bulletins bestehen zum einen darin, dass der erste sowohl die landwirtschaftlichen Großbetriebe als auch die Hauswirtschaften erfasst¹²², während sich die statistischen Erhebungen im zweiten Bulletin nur auf die landwirtschaftlichen Großbetriebe beziehen. Zum anderen werden im erstgenannten Bulletin die Daten von Januar 1996 bis Dezember 1999 auf Monatsbasis und seit 2000 auf Quartalsbasis erfasst, während sie im zweiten Bulletin ausschließlich monatlich wiedergegeben werden. Dabei ist zu bemerken, dass die Datenerfassung in beiden Bulletins jeweils für den Zeitraum eines Jahres kumulativ erfolgt. Aufgrund dieser Besonderheiten sind bei der Aufbereitung der Daten zur Milchanlieferung folgende Schritte vollzogen worden.

In einem ersten Schritt wurden die Daten beider Bulletins durch Differenzbildung in nicht-kumulierte Monats- bzw. Quartalsdaten überführt. Durch Gegenüberstellung der Daten aus den beiden Bulletins wurden Zeitreihen für die Hauswirtschaftsdaten ermittelt, und zwar von Januar 1996 bis Dezember 1999 auf Monatsbasis und von Januar 2000 bis Dezember 2003 auf Quartalsbasis. Die Teilzeitreihen für Hauswirtschaften auf Quartalsbasis wurden in einen dritten Schritt mit Hilfe des ökonometrischen Programms SAS auf Monatsbasis interpoliert¹²³. In einem vierten Schritt wurden schließlich die interpolierten Monatszeitreihen der Hauswirtschaften mit den Monatsdaten der landwirtschaftlichen Betriebe zusammengefasst, so dass die Milchanlieferungsdaten sowohl für die beiden Erzeugergruppen insgesamt, als auch für die einzelnen Erzeugergruppen (landwirtschaftliche Großbetriebe und Hauswirtschaften) für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 zur Verfügung stehen. Die aufbereiteten Monatsdaten zur gesamten Rohmilchanlieferungsmenge sind in Tabelle A 1 im Anhang zusammengestellt.

¹²¹ Statistisches Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"* wurde vom Staatsstatistikkomitee der Ukraine auf der Grundlage der statistischen Erfassung nach der Form Nr. 21-ZAG *"Bericht über Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse"* aufbereitet.

¹²² Das STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE teilt die Erhebungseinheiten der Datenerfassung in diesem Bereich in zwei Kategorien ein: (1) landwirtschaftliche Großbetriebe bzw. landwirtschaftliche Betriebe des öffentlichen Sektors und (2) Hauswirtschaften. Vereinzelt finden sich in statistischen Jahrbüchern auch Angaben zu Bauernbetrieben. Seit dem Jahr 2002 gehören die Bauernbetriebe nach der statistischen Klassifizierung des Staatsstatistikkomitees der Ukraine zur Gruppe der landwirtschaftlichen Betriebe, wobei sie allerdings nicht mit landwirtschaftlichen Großbetrieben zu verwechseln sind.

¹²³ Zur Interpolation der Zeitreihendaten vgl. SAS (1988, S. 261).

4.1.3 Arbeitseinsatz

Als Arbeitseinsatz werden in Marktstrukturmodellen häufig Angaben zur Anzahl der Arbeitskräfte (AK) verwendet¹²⁴. Die Messung des Arbeitseinsatzes anhand der Anzahl der Arbeitskräfte hat allerdings zwei Nachteile. Erstens, je nach Lage auf dem Arbeitsmarkt variiert die Anzahl der nicht vollbeschäftigten Arbeitskräfte, so dass die Beschäftigtenzahl über die Jahre hinweg nicht vollständig vergleichbar ist bzw. zumindest nicht den gleichen Informationsgehalt im Hinblick auf den Arbeitsansatz aufweist. Ein weiterer Grund für die mangelnde Vergleichbarkeit besteht darin, dass Arbeitskräfte bei schlechter Konjunkturlage häufig zwangsweise in Urlaub geschickt werden (vgl. Tabelle 4.1).

Tabelle 4.1: Anzahl der Beschäftigten mit Zwangsurlaub, 1997 bis 2001

Jahr	Beschäftigte mit Zwangsurlaub ¹⁾		Davon über ein Monat		Halbtagsbeschäftigte	
	Tsd.	% ²⁾	Tsd.	% ²⁾	Tsd.	% ²⁾
1997	63,6	44,8	k.A.	k.A.	56,3	39,6
1998	68,0	50,6	21,8	16,2	57,6	42,8
1999	57,0	44,3	18,5	14,3	55,2	42,8
2000	41,0	33,3	k.A.	k.A.	39,0	31,8
2001	11,0	9,3	k.A.	k.A.	41,0	34,6

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE, SJBU für die Jahrgänge 1997 (S. 393-394), 1998 (S. 377-378), 1999 (S. 399-400) und 2000 (S. 373); SSB "Arbeit der Ukraine 2001" (2002, S. 126-132).

Anm.: ¹⁾Anzahl der Beschäftigten mit Zwangsurlaub in der Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie in Tsd.; ²⁾Relativ zur gesamten Anzahl der Beschäftigten in der Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie.

Nach Angaben des Staatsstatistikkomitees der Ukraine ist fast die Hälfte der Beschäftigten (aggregiert für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie) von Zwangsurlaub bzw. Halbtagsbeschäftigung betroffen. Davon wurden knapp 15 % der Beschäftigten mehr als einen Monat zwangsweise in Urlaub geschickt. Zwischen 32 % und 43 % sind halbtags beschäftigt. Ein alternatives Vorgehen besteht darin, den Arbeitseinsatz anhand der absoluten Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden zu erfassen¹²⁵.

Die Angaben zu den geleisteten Arbeitsstunden pro Arbeitskraft wie auch diejenigen zur Beschäftigtenzahl mit Zwangsurlaub auf Monatsbasis standen

¹²⁴ Vgl. z.B. SCHROETER und AZZAM (1990), GOLLOP und ROBERTS (1979), WANN und SEXTON (1992).

¹²⁵ Vgl. z.B. BALL und CHAMBERS (1982) und LOPEZ (1984).

entweder nur aggregiert für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie oder lediglich für einzelne Jahre zur Verfügung, wie z.B. für das Jahr 2001¹²⁶.

Aus diesen beiden Gründen wurde als Approximation für den Arbeitseinsatz nicht die gesamte Anzahl der Arbeitskräfte oder die absolute Zahl der geleisteten Arbeitsstunden, sondern die Anzahl der Beschäftigten, die unmittelbar im Produktionsbereich der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie beschäftigt sind, herangezogen¹²⁷.

Die aggregierten Jahresdaten für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie (manchmal auch nur für die Ernährungsindustrie insgesamt) findet man sowohl im Statistischen Jahrbuch der Ukraine¹²⁸ als auch im Sammelband *"Arbeit der Ukraine 2001"*¹²⁹. Die disaggregierten Daten zur Anzahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie im Durchschnitt pro Monat wurden vom Department für Arbeitstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine auf schriftliche Anfrage zur Verfügung gestellt und in der vorliegenden Arbeit verwendet. Die Monatsdaten für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 sind in der Tabelle A 1 im Anhang zusammengestellt.

4.1.4 Kapitaleinsatz

Zur Schätzung der Produktionsfunktion für den Molkereisektor wird außer der Variablen für den Rohmilcheinsatz und den Arbeitseinsatz auch eine Variable benötigt, welche die eingesetzten Kapitaldienste repräsentiert. Als Approximation für die Kapitaldienste werden die Abschreibungen der Vermögensgüter verwendet. Die Abschreibungsdaten auf Jahresbasis für den Zeitraum vom 1995 bis 2003 wurden vom Staatsstatistikkomitee der Ukraine erfasst und zur Verfügung gestellt (vgl. Tabelle 4.2). Bei der Aufbereitung der Abschreibungsdaten für die ökonomische Schätzung sind folgende Schritte vollzogen

¹²⁶ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB *"Arbeit der Ukraine 2001"* (2002, S. 204-205).

¹²⁷ Zur Methodik der Datenerfassung der Industrieproduktionsdaten findet man eine ausführliche Information am Kapitelanfang zur Industriestatistik vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBÜ für die Jahrgänge 1996 (S. 388-389), 1997 (S. 357-358), 1998 (S. 347-348), 1999 (S. 363-364), 2000 (S. 341-342), 2002 (S. 404-406) und 2003 (S. 380-382).

¹²⁸ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBÜ für die Jahrgänge 1996 (S. 397-398), 1997 (S. 383-384), 1998 (S. 139-141, 148-151), 1999 (S. 141-143, 150-153), 2000 (S. 126-128, 134-137), 2001 (S. 386-387), 2002 (S. 432-433) und 2003 (S. 403).

¹²⁹ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB *"Arbeit der Ukraine 2001"* für den Jahrgang 2002 (S. 230-231).

worden: Zunächst wurden die Jahreszeitreihen für die Abschreibung mit dem Jahrespreisindex für Investitionsgüter deflationiert¹³⁰.

Anschließend wurden sie mit Hilfe des ökonometrischen Programms SAS auf Monatsbasis von Januar 1996 bis Dezember 2003 interpoliert¹³¹. Die interpolierten Werte sind in der Tabelle A 1 im Anhang aufgeführt.

Eine alternative Möglichkeit, eine geeignete Variable für die eingesetzten Kapitaldienste zu konstruieren, besteht darin, eine Variable für den Kapitalstock anhand der Perpetual-Inventory-Methode (Kumulationsmethode) zu bilden und anzunehmen, dass die im Produktionsprozess abgegebenen Kapitaldienste sich proportional zum Kapitalstock verhalten¹³².

Tabelle 4.2: Kapitaldienste der Milch- und Fleischverarbeitungsindustrie, 1995 bis 2003

Jahr	Preisänderung von Investitionsgütern der Branche		Nominale Abschreibungen (Tsd. UAH) ²⁾	Reale Abschreibungen (Tsd. UAH)
	Prozentuale Preisänderung gegenüber Vorjahr ¹⁾	Preisindex (umbasiert auf 1995=100)		
1995	570,0	100,0	2459,334	2459,334
1996	170,0	170,0	1587,900	934,059
1997	108,3	184,1	1624,000	882,081
1998	106,1	195,3	1655,188	847,334
1999	125,2	244,6	1680,335	687,067
2000	117,7	287,9	1592,517	553,236
2001	114,1	328,4	1714,102	521,888
2002	103,5	339,9	1683,832	495,335
2003	105,9	360,0	1826,039	507,241

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: ¹⁾SJBU für die Jahrgänge 2000 (S. 75), 2002 (S. 83) und 2003 (S. 71); ²⁾SSB "Industrie der Ukraine 1996-2000" und Angaben von Information and Analytik Agency (vgl. STATINFORMCONSULTING, 2006).

Dieser Weg wurde aus vier Gründen nicht gewählt: Erstens sind für die Berechnung des Kapitalstocks in der Milchverarbeitungsindustrie Jahresdaten über Investitionen ausschließlich für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie als Aggregat verfügbar, da die statistischen Veröffentlichungen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine bis 2000 nach der sogenannten "Allgemeinen Klassifikation Volkswirtschaftlicher Industriezweige"¹³³ abgefasst worden sind¹³⁴.

¹³⁰ Zum Jahrespreisindex für Investitionsgüter vgl. STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 71), 2002 (S. 83) und 2000 (S. 75).

¹³¹ Zur Interpolation der Datenzeitreihe vgl. SAS (1988, S. 261.)

¹³² Vgl. z.B. MURRAY (1995), WANN und SEXTON (1992), LOPEZ (1984).

¹³³ In Ukrainisch "Загальний класифікатор галузей народного господарства (ЗКГНГ)". ISIC (International Standard Industrial Classification of all Economic Activities).

Zum 1. Januar 2001 ist im Zusammenhang mit der Harmonisierung der ukrainischen Statistik mit Eurostat, dem Statistischen Amt der Europäischen Gemeinschaften, die ISIC-Klassifikation für Daten zur wirtschaftlichen Tätigkeit der Unternehmen eingeführt worden¹³⁵. Erst seit dieser Zeit behandeln die offiziellen Statistiken des Staatsstatistikkomitees der Ukraine die Milchverarbeitungsindustrie (ISIC 15.5) und die Fleischverarbeitungsindustrie (ISIC 15.1) als getrennte Wirtschaftszweige¹³⁶. Zweitens sind bei der Berechnung des Kapitalstocks für die Milchverarbeitungsindustrie verschiedene Arten von Kapitalgütern zu berücksichtigen, wie z.B. Gebäude-, Industrieanlage-, Maschinen- und Ausrüstungskapital (vgl. Tabelle 4.3).

Tabelle 4.3: Vermögensstruktur der Milch- und Fleischverarbeitungsindustrie, in %

Vermögensgegenstände	1991	1993	1994
Gebäude	47,2	48,2	59,5
Anlagen	9,6	9,2	10,7
Getriebeausrüstungen	4,0	3,9	4,3
Maschinen und Ausrüstungen, davon:	36,1	31,7	18,2
Kraftmaschinen	3,9	3,6	2,4
Arbeitmaschinen	29,2	25,3	14,1
Messinstrumente und Laborausrüstung	1,3	1,2	0,7
Computertechnik	1,1	1,5	1,0
Fahrzeuge	2,3	5,8	6,4
Übrige Kapitalgüter	0,8	1,2	0,9
Insgesamt	100,0	100,0	100,0

Quelle: STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Jahrbuch der Ukraine für die Jahrgänge 1990 (S. 278), 1992 (S. 285) und 1993 (S. 116).

Um der Kapitalstock zu berechnen, braucht man Mengen- und Preisdaten für verschiedene Arten von Kapitalgütern. Diese Daten liegen nicht vor.

Einer Berechnung des Kapitalstocks stehen drittens weitere Datenprobleme entgegen. Für Ausrüstungs- und Gebäudekapital der ukrainischen Milchindustrie kann der Kapitalstock aus den Bruttoinvestitionen zu konstanten Preisen nach der Kumulationsmethode errechnet werden. Laut Kumulationsmethode wird für jeden Investitionsjahrgang der jeweilige Restbestand in jedem Jahr der Gesamtlebensdauer des Jahrgangs mit Hilfe einer Überlebensfunktion ermittelt. Der Kapitalstock am Anfang eines Jahres setzt sich dementsprechend aus den

¹³⁴ Nach der Allgemeinen Klassifikation Volkswirtschaftlicher Industriezweige wurde für die Fleisch- und Milchverarbeitungsindustrie die Klassifikationsnummer 18200 verwendet.

¹³⁵ Vgl. Erlass des Staatsstatistikkomitees der Ukraine vom 17. Januar 2001. Mehr dazu vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBu für den Jahrgang 2002 (S. 325).

¹³⁶ Der Wirtschaftszweig "Herstellung von Milcherzeugnissen" hat die Klassifikationsnummer ISIC 15.5.

Restbeständen aller Investitionsjahrgänge zusammen, die noch nicht vollständig aus der Produktion ausgeschieden sind (GRINGS, 1985, S. 74)¹³⁷.

Der vierte Grund ist eine weitere konzeptionelle Schwierigkeit. Diese liegt in der Festsetzung der maximalen Lebensdauer der Investitionsjahrgänge, da hiervon die Höhe des Kapitalsstocks in starkem Maße beeinflusst wird. Häufig wird angenommen, dass die durchschnittliche Lebensdauer von Ausrüstungs- und Maschineninvestitionen 10 und von Gebäude- und Anlageinvestitionen 50 Jahre beträgt (GRINGS, 1985, S. 75). Entsprechend diesen Annahmen müssten zur Berechnung des Kapitalsstocks ab 1996 die Bruttoinvestitionen in Ausrüstungs- und Maschinenkapital ab 1986 und die Bruttoinvestitionen in Gebäude- und Anlagekapital ab 1946 ermittelt werden. Das ist problematisch, da die hierzu benötigten Investitionsdaten nur aggregiert zur Verfügung stehen, und zwar über Gebäude- und Ausrüstungskapitalgüter als auch über die Wirtschaftsbereiche Milch- und Fleischverarbeitungsindustrie. Außerdem müssten die für die Berechnung des Kapitalsstocks weit in die Vergangenheit zurückreichenden Investitionsreihen und Nutzungsdaueransätze an geänderte Konzepte angepasst bzw. neu aufgebaut und die vorhandenen Zeitreihendaten auf veränderte Klassifikationen umgestellt werden. So sind die Altanlagen der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie bis Dezember 1992 mit Sowjetischen Rubel-Preisen bewertet worden und von Dezember 1992 bis September 1996 mit Ukrainischen Karbovanets-Preisen¹³⁸. Im September 1996 wurde die heutige nationale Währung der Ukraine (HRYVNA) eingeführt, so dass es zu einer dritten Änderung in der Bewertung der Anlagen kam. Eine Berücksichtigung dieser Veränderungen bei der Berechnung des Kapitalsstocks wäre mit großen methodischen und praktischen Schwierigkeiten verbunden¹³⁹.

4.1.5 Energieeinsatz

Bevor die Berechnung der Modellvariable erläutert wird, die zur Messung des Energieeinsatzes in der Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis dienen soll, ist darauf hinzuweisen, dass die Energieversorgung der Milchverarbeitungsbetriebe in der Ukraine aufgrund der Energiekrise Ende der 90er Jahre

¹³⁷ SCHMALWASSER (2001) gibt einen ausführlichen Überblick über die Kumulationsmethode (Perpetual-Inventory-Methode).

¹³⁸ Vgl. z.B. LISSITSA (2002, S. 87).

¹³⁹ Seit 2001 sind die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Ukraine im Zuge einer umfassenden Revision auf die neuen Konzepte des Europäischen Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung umgestellt worden. Auch das Anlagevermögen und die Abschreibungen sind von wesentlichen konzeptionellen Änderungen betroffen, so dass seit 2001 Anlagevermögen und Abschreibungen nach Vermögensgütern und Wirtschaftsbereichen disaggregiert verfügbar sind. Hierzu vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU 2003 (S. 215) und Statistisches Bulletin *"Kapitalinvestitionen in der Ukraine"* für die Jahrgänge 1999-2003.

sehr oft ausgefallen war¹⁴⁰. Nach Angaben des Direktors des Stromlieferanten OAG "SUMYOBLENERGO" wurden zwölf von achtzehn Rayons des Gebietes SUMY nur sechs Stunden in der Nacht mit Strom versorgt. In den südlichen Gebieten der Ukraine, wie z.B. im Gebiet KHERSON war die Energieversorgung noch schwieriger. Im Gebiet LWIW war die Situation etwas "besser". Es wurde sieben Stunden pro Tag mit Strom versorgt (vgl. SCHWAGULYAK-SHOSTAK, 1999). Die mangelnde Stromversorgung hatte zur Folge, dass die Betriebe (u.a. Milchverarbeitungsbetriebe, Brotfabriken, Wasserversorgungsbetriebe) ihre Beschäftigten oftmals zwangsweise in Urlaub¹⁴¹ schicken mussten (vgl. SCHWAGULYAK-SHOSTAK, 1999). Hinzu kommt, dass die Notenergieanlagen in den Betrieben veraltet sind, so dass es auch von dieser Seite her oft zu Betriebsstörungen kommen konnte.

Die Jahresdaten zum Einsatz von verschiedenen materiellen und technischen Ressourcen (darunter Energie) sind aggregiert für Industrie, Landwirtschaft, Bauwesen, Transport- und Telekommunikation in den Statistischen Jahrbüchern der Ukraine jeweils im Kapitel "Material- und Energieressourcen" veröffentlicht¹⁴². Zum Energieeinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis gibt es in den Veröffentlichungen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine lediglich Angaben zur Produktion von Butter¹⁴³ (vgl. Tabelle 4.4).

Tabelle 4.4: Energieeinsatz in der Butterproduktion 1993 bis 2003, in kWh pro Tonne

Jahr	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
kWh	112,3	111,9	117,4	144,5	240,1	173,6	194,1	172,5	165,4	176,5	177,8

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1996 (S. 101-103), 1997 (S. 84-86), 1998 (S. 102-104), 1999 (S. 105-107), 2000 (S. 94-96), 2001 (S. 109-111), 2002 (S. 113-115) und 2003 (S. 101-103).

Da der Energieanteil in der Kostenstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsbetriebe bei knapp 4 % liegt und somit nicht unbedeutend ist, wird bei der Schätzung der Produktionsfunktionen eine Variable benötigt, die den Energieeinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis misst. Um eine approximativ verwendbare Variable für den Energieeinsatz in der gesamten ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis zu erhalten, wurde Butter als repräsentatives Produkt der Milchverarbeitungsindustrie angesehen

¹⁴⁰ Zur Energieversorgung in der Ukraine vgl. Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999, S. 59-70)

¹⁴¹ Vgl. dazu Abschnitt 4.1.3

¹⁴² Vgl. STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 1996 (S. 89-96), 1997 (S. 74-77), 1998 (S. 92-96), 1999 (S. 93-100), 2000 (S. 84-88), 2001 (S. 98-103), 2002 (S. 101-104) und 2003 (S. 86-94).

¹⁴³ Der Anteil der Butterproduktion am gesamten Output der ukrainischen Milchindustrie liegt zwischen 60-70 %, d.h. Butter gehört zu den bedeutendsten Molkereierzeugnissen.

und angenommen, dass sich der Energieeinsatz in der Butterproduktion im Verlauf eines Jahres (monatsweise) proportional zur Outputmenge von Butter entwickelt. Der so ermittelte Energieeinsatz je Tonne Butter wurde als Energieeinsatz je Tonne für die gesamte Produktion der Milchverarbeitungsindustrie verwendet. Die Monatsdaten zum Energieeinsatz in Kilowatt-Stunden sind für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 in der Tabelle A 1 im Anhang zusammengestellt.

4.2 Daten zur Schätzung der Angebotsfunktion

Die Daten für die Schätzung einer Angebotsfunktion für Rohmilch stammen aus den gleichen Publikationen des Staatsstatistikkomitees der Ukraine (DERZHKOMSTAT) wie diejenigen für die Schätzung der Produktionsfunktion. Zur Schätzung der ausgewählten Angebotsfunktionen für Rohmilch, die das Angebot von Rohmilch auf dem ukrainischen Markt der Molkereien¹⁴⁴ durch die Auszahlungspreise für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie (W_X), den Direktvermarktpreis für Rohmilch (W_R), den Auszahlungspreis für Rinder (W_D), den landwirtschaftlichen Inputpreis für Mischfutter (W_F) und den fixen Inputfaktor Milchkuhbestand (Z_K) erklären sollen, wurden die Zeitreihendaten für eine Untersuchungsperiode von 96 Monaten, von Januar 1996 bis Dezember 2003, erfasst und aufbereitet. Die Modelldaten, die bei der Schätzung der Angebotsfunktionen für Rohmilch verwendet wurden, sind in Tabelle A 3 im Anhang wiedergegeben. Im weiteren wird die Aufbereitung der einzelnen Daten genauer erklärt.

4.2.1 Auszahlungspreis für Rohmilch

Die Angaben zum Auszahlungspreis für Rohmilch sind zum Teil als Preisindex für Rohmilch¹⁴⁵ auf Jahresbasis im Statistischen Jahrbuch *"Landwirtschaft der Ukraine"*¹⁴⁶, im Statistischen Sammelband *"Landwirtschaftstätigkeit von Hauswirtschaften der Ukraine"* für die Jahrgänge 2000 (S. 29) und 2001 (S. 31), in den Statistischen Sammelbänden *"Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997"* (1998, S. 15) und *"Absatz der Erzeugnisse der landwirtschaftlichen Betriebe der Ukraine in den Jahren 1990-1998"* (1999, S. 26-27) des Staatsstatistikkomitees der Ukraine veröffentlicht.

¹⁴⁴ Zur Datenaufbereitung der Modellvariable Rohmilchanlieferung vgl. die Datengrundlagen zur Schätzung der Produktionsfunktion (Abschnitt 4.1.2)

¹⁴⁵ Anmerkung: In ukrainischer Sprache wird nicht die Bezeichnung Preisindex für Rohmilch verwendet, sondern Preisindex für Milch und Milchprodukte.

¹⁴⁶ Vgl. STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Jahrbuch *"Landwirtschaft der Ukraine"* für die Jahrgänge 2001 (S. 102-103), 2000 (S. 84-85) und 1998 (S. 74-75).

Als Datengrundlage für die Modellvariable Auszahlungspreis für Rohmilch dienen zwei Statistische Bulletins des Departments für Landwirtschafts- und Umweltstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine, die detaillierte Preis- und Mengendaten für die an die Milchverarbeitungsbetriebe angelieferte Rohmilch überwiegend auf Monatsbasis enthalten. Es handelt sich zum einen um das Statistische Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"*¹⁴⁷ und zum anderen um das Statistische Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*¹⁴⁸. Die Daten wurden in beiden Bulletins jeweils für den Zeitraum eines Jahres kumulativ erfasst¹⁴⁹. Aufgrund dieser Besonderheiten wurden die Daten zum Auszahlungspreis für Rohmilch zum Teil wie die Daten zur Rohmilchanlieferung aufbereitet (vgl. Abschnitt 4.1.2). Hierbei sind folgende Schritte vollzogen worden. Da die Methodik der Datenerfassung des Statistischen Bulletins *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"*, die als Hauptquelle für die Modellvariable Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie dient, geändert worden ist und seit 2000 auf Quartalsbasis erfolgt, wurden die Daten beider Statistischen Bulletins in einem ersten Schritt durch Differenzbildung in nicht-kumulierte Monats- bzw. Quartalsdaten überführt. Durch Gegenüberstellung der Preis- und Mengendaten aus den beiden Bulletins wurden die Zeitreihen von Preisdaten für beide Milcherzeugergruppen (landwirtschaftliche Großbetriebe und Hauswirtschaften) sowohl aggregiert als auch getrennt ermittelt. Dabei sind die aggregierten (durchschnittlichen) Preiszeitreihen der beiden Milcherzeugergruppen auf Quartalsbasis von Januar 1996 bis Dezember 2003 und auf Monatsbasis nur von Januar 1997 bis Dezember 1999 entstanden. Die Preisdaten der landwirtschaftlichen Großbetriebe stehen für den Zeitraum von Januar 1997 bis Dezember 2003 zur Verfügung. Aus diesem Grund wurden in einem zweiten Schritt die Zeitreihendaten der Auszahlungspreise für Rohmilch auf Quartalsbasis der landwirtschaftlichen Großbetriebe mit den Preisdaten der Hauswirtschaften verglichen. Dabei wurde zum einen festgestellt, dass die Preisdaten auf Quartalsbasis in den beiden Erzeugergruppen auf dem gleichen Niveau liegen und sich kaum voneinander unterscheiden. Zum anderen nimmt der Korrelationskoeffizient zwischen den Quartalsdaten der aggregierten (durchschnittlichen) Auszahlungspreise der beiden Milcherzeugergruppen und den Quartalsdaten der aggregierten (durchschnittlichen) Auszahlungspreise der landwirtschaftlichen Großbetriebe den Wert 0,98 an. Aus diesen beiden Gründen wurden als Datengrundlage für die Modellvariable Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie von Januar 1996 bis Dezember 1999 die Monatszeitreihen von Preisdaten der

¹⁴⁷ Vgl. Fußnote 120.

¹⁴⁸ Vgl. Fußnote 121.

¹⁴⁹ Zur Beschreibung der beiden Statistischen Bulletins vgl. Abschnitt 4.1.2.

beiden Milcherzeugergruppen aus dem erstgenannten Statistischen Bulletin und von Januar 2000 bis Dezember 2003 die Monatszeitreihen von Preisdaten der landwirtschaftlichen Großbetriebe aus dem zweitgenannten Statistischen Bulletin verwendet. Die aufbereiteten Zeitreihen von Preisdaten zur Modellvariablen (Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie) auf Monatsbasis finden sich in Tabelle A 3 im Anhang.

4.2.2 Direktvermarktungspreis für Milch und Milchprodukte

Die Angaben zum Direktvermarktungspreisindex für Milch und Milchprodukte auf Jahresbasis sind wie die Angaben zum Auszahlungspreis für Rohmilch in den Statistischen Sammelbänden *"Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997"* (1998, S. 15) und *"Absatz der Erzeugnisse der landwirtschaftlichen Betriebe der Ukraine in den Jahren 1990-1998"* (1999, S. 26-27) des Staatsstatistikkomitees der Ukraine veröffentlicht.

Als Modellvariable sollen die aggregierten Angaben zum Direktvermarktungspreis der beiden Erzeugergruppen (landwirtschaftliche Großbetriebe und Hauswirtschaften) verwendet werden. Allerdings erfasst das Staatsstatistikkomitee der Ukraine die Angaben nur für die landwirtschaftlichen Großbetriebe. Da aber sowohl die landwirtschaftlichen Großbetriebe als auch Hauswirtschaften unter gleichen Wettbewerbsbedingungen auf einem Markt miteinander im Wettbewerb stehen, ist anzunehmen, dass die beiden Rohmilchanbieter die gleichen Preise auf dem Markt erzielen werden. Deswegen können als Datengrundlage für die Modellvariable Direktvermarktungspreis für Milch die Angaben für die landwirtschaftlichen Großbetriebe aus dem Statistischen Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"* verwendet werden. Jedoch sind in dem Bulletin die Zeitreihendaten auf Monatsbasis erst ab Januar 1997 vorhanden. Um die Datenlücke für das Jahr 1996 zu schließen, wurde für den Zeitraum von Januar bis Dezember 1996 der Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie (vgl. Abschnitt 4.2.1) aus dem Statistischen Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* verwendet¹⁵⁰. Die aufbereiteten Monatsdaten zur Modellvariablen Direktvermarktungspreis für Milch sind in Tabelle A 3 im Anhang wiedergegeben.

¹⁵⁰ Zur Beschreibung des Statistischen Bulletins *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* und zur Aufbereitung von Preisdaten vgl. Abschnitt 4.2.1 und von Mengendaten vgl. Abschnitt 4.1.2.

4.2.3 Preis für Rindfleisch

Da nach WÖHLKEN (1991, S. 301) der Milchmarkt von der Erzeugung her gesehen, eng mit dem Markt für Schlachtrinder und Schlachtkälber verflochten ist, wird bei der Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch auch der Preis für Rindfleisch mit berücksichtigt. KOESTER (1992, S. 92) macht darauf aufmerksam, dass *"die Angebotselastizität von Milch auch eine Funktion von der Höhe des Rindfleisch- und Kälberpreis ist"*. In verschiedenen ökonometrischen Studien zur Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch¹⁵¹ wurde festgestellt, dass die Preise für Schlachtrinder einen signifikanten Einfluss auf das Angebot von Rohmilch haben¹⁵².

Die Preisangaben für Rindfleisch auf Jahresbasis finden sich im Statistischen Jahrbuch der Ukraine¹⁵³, im Statistischen Jahrbuch *"Landwirtschaft der Ukraine"*¹⁵⁴, im Statistischen Sammelband *"Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997"* (1998, S. 15) und im Statistischen Sammelband *"Absatz der Erzeugnisse der landwirtschaftlichen Betriebe der Ukraine in den Jahren 1990-1998"* (1999, S. 26-27) des Staatsstatistikkomitees der Ukraine, allerdings nur aggregiert für Rind- und Geflügelfleisch als Preisindex. Das Statistische Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*¹⁵⁵ liefert zwar disaggregierte Preisangaben für Schlachtrinder auf Monatsbasis, aber nur für die landwirtschaftlichen Betriebe ohne die Hauswirtschaften. Letztere verkaufen jedoch größere Mengen von Rindern an die Fleischverarbeitungsindustrie in der Ukraine.

Somit lassen sich bestehende Probleme der Aufbereitung der Preisdaten für Schlachtrinder wie folgt zusammenfassen. Die benötigten Preisangaben für Schlachtrinder auf Monatsbasis standen entweder nur aggregiert für Rind- und Geflügelfleisch oder lediglich für die letzten drei Jahre zur Verfügung. Eine alternative Möglichkeit besteht darin, eine geeignete Proxy-Variable für die Preisangaben für Schlachtrinder zu finden. Eine Korrelationsanalyse der Preisdaten von Januar 2001 bis Dezember 2003 zeigt, dass die Korrelation zwischen dem Auszahlungspreis für Schlachtrinder und dem Preisindex der Fleischverarbeitungsindustrie für Rindfleisch mit 0,9821 sehr hoch ist. Deswegen

¹⁵¹ Vgl. z.B. SMITH und SCOTT (1986), HOWARD und SHUMWAY (1988), LIU und FORKER (1990).

¹⁵² Zu den empirischen Studien über das Angebot für Rohmilch vgl. Abschnitt 6.4.

¹⁵³ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2000 (S. 82), 2001 (S. 90), 2002 (S. 92) und 2003 (S. 78).

¹⁵⁴ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBLU für die Jahrgänge 1997 (S. 33), 1998 (S. 74-75), 2000 (S. 84-85), 2001 (S. 102-103) und 2002 (S. 109).

¹⁵⁵ Zur Beschreibung des Statistischen Bulletins *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"* vgl. Abschnitte 4.1.2.

kann als Proxy-Variable für Rinderpreise der Preisindex der Fleischverarbeitungsindustrie für Rindfleisch verwendet werden.

Im Statistischen Jahrbuch der Ukraine sind die Angaben zum Preisindex der Fleischverarbeitungsindustrie für Rindfleisch allerdings auf Jahresbasis¹⁵⁶ veröffentlicht¹⁵⁷.

Die Zeitreihen zum Preisindex der Fleischverarbeitungsindustrie für Rindfleisch sind im statistischen Sammelband *"Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte"* veröffentlicht¹⁵⁸. Dabei ist zu bemerken, dass die Angaben zur Modellvariablen Rindfleischpreis auf Monatsbasis auf die Preisbasis Januar 1996 (=100) umbasiert werden. Sie sind in Tabelle A 3 im Anhang aufgeführt.

4.2.4 Inputpreis für Kraftmischfutter

Neben den landwirtschaftlichen Outputpreisen (Auszahlungspreis für Rohmilch, Direktvermarktpreis für Milch, Preis für Rindfleisch) ist das Angebot von Rohmilch in erster Linie durch den Milchkuhbestand¹⁵⁹ und die Milchleistung je Kuh geprägt. Die Milchleistung wiederum hängt von der Futterversorgung. Der Anteil macht ca. 50 % der Gesamtkosten und 70 % der Materialkosten aus (vgl. Abschnitt 2.3.3). Da das Kraftfutter den größten Anteil am gesamten Futterverbrauch bildet, wird für die Schätzung einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch die einzelnen oder aggregierten Inputpreise für die eingesetzten Futtermittel auf Monatsbasis benötigt. Das Staatsstatistikkomitee der Ukraine veröffentlicht die statistische Angaben zum landwirtschaftlichen

¹⁵⁶ Vgl. STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 76), 2002 (S. 89), 2001 (S. 83) und 2000 (S. 76).

¹⁵⁷ Ab 1991 erfolgten in der Ukraine die statistischen Erhebungen zur Entwicklung der Preise gewerblicher Erzeugnisse, und seit 1994 wird der Index der Erzeugerpreise gewerblicher Erzeugnisse, im Rahmen des Programms des Verbreitungsstandards des Internationalen Währungsfonds (IWF) vom Department für die Preisstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine berechnet. Stichtag der Erhebungen ist der 20. des Berichtsm Monats. An diesem Tag werden rund 2000 Unternehmen befragt und die Preise (ohne Umsatz- und Akzisensteuer) für insgesamt 12000 repräsentativ ausgewählte Güterarten ermittelt. Der Index der Erzeugerpreise wird nach der Laspeyres-Formel berechnet. Mehr zur Erhebung der Preisdaten und Methodik der Berechnung der Preisindizes findet man am Anfang des Kapitels zur Preisstatistik, vgl. STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE, SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 71), 2002 (S. 83), 2001 (S. 82) und 2000 (S. 75) und SSB *"Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte"* für die Jahrgänge 2003 (S. 80) und 2002 (S. 99).

¹⁵⁸ Staatsstatistikkomitee der Ukraine: SSB *"Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte"* für die Jahrgänge 2003 (S. 70) und 2002 (S. 84).

¹⁵⁹ Zum Milchkuhbestand vgl. den nächsten Abschnitt.

Inputpreisindex für Kraftfutter¹⁶⁰, auf Monatsbasis¹⁶¹, die bei der Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch verwendet wurden. Für die ökonometrische Schätzung wurden die Angaben zum Inputpreisindex für Kraftfutter auf die Preisbasis Januar 1996 (=100) umbasiert und in Tabelle A 3 im Anhang aufgeführt.

4.2.5 Milchkuhbestand

Die Anzahl der Milchkühe gehört bei der Modellformulierung neben dem Auszahlungspreis für Rohmilch zu den wichtigsten Modellvariablen zur Erklärung des Angebots von Rohmilch, weil die erzeugte Rohmilchmenge in einer festen Beziehung zur Anzahl der Milchkühe und Milchleistung je Kuh steht. Dies wurde in vielen ökonometrischen Studien zur Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch bestätigt¹⁶².

Mit dem starken Rückgang der Milcherzeugung in den landwirtschaftlichen Betrieben stieg der Anteil der individuellen Hauswirtschaften und erreichte im Jahr 2003 mehr als 80 % an der gesamten Milchproduktion (vgl. Tabelle 4.11).

Tabelle 4.5: Milchkuhbestand in der Ukraine 1990 bis 2003, Mio. Kühe

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Insgesamt	8,4	8,3	8,1	8,1	7,8	7,5	7,0	6,3	5,9	5,8	5,4	5,0	4,9	4,7
LGB ¹⁾	6,2	6,0	5,6	5,4	5,0	4,6	4,1	3,3	2,9	2,9	2,5	1,9	1,7	1,4
HW ²⁾	2,2	2,3	2,4	2,6	2,8	2,9	2,9	2,9	3,0	3,0	3,0	3,1	3,2	3,3
in % relativ zum Jahr 1990														
Insgesamt	100,0	98,6	96,2	96,4	93,3	89,8	83,2	74,8	70,0	69,7	64,8	59,2	58,7	56,3
LGB	100,0	96,7	90,9	88,0	81,1	74,1	65,5	53,6	46,5	46,6	39,8	29,9	27,1	22,6
HW	100,0	104,0	111,1	120,2	128,0	134,3	133,4	134,6	136,3	135,1	135,4	142,1	148,3	151,6
Anteil in % je Jahr														
LGB	73,9	72,5	69,9	67,5	64,2	61,0	58,2	53,0	49,2	49,4	45,4	37,3	34,1	29,7
HW	26,1	27,5	30,1	32,5	35,8	39,0	41,8	47,0	50,8	50,6	54,6	62,7	65,9	70,3

Quelle: STAATSKOMITEE DER UKRAINE FÜR STATISTIK: SJBU für die Jahrgänge 2000 (S. 176-178, 194), 2001 (S. 192-194, 210), 2002 (S. 202-203) und 2003 (S. 188-189); SJBLU für die Jahrgänge 1997 (S. 15, 24-25, 144, 191), 1998 (S. 57-61, 89, 92, 148, 198), 2000 (S. 67-71, 101), 2001 (S. 79-83, 190), 2002 (S. 88-92, 212-214, 272), 2003 (S. 82-87, 124, 207-208, 267); SJBLHWU für die Jahrgänge 2000 (S. 58, 127) und 2001 (S. 60, 129); Statistisches Bulletin "Lage der Tierproduktion".

Anm.: ¹⁾ LGB = Landwirtschaftliche Großbetriebe, ²⁾ HW = Hauswirtschaften.

¹⁶⁰ Vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte" für die Jahrgänge 2003 (S. 72-73) und 2002 (S. 87).

¹⁶¹ Zur Erhebungen der Preisdaten und zur Methodik der Berechnung der Preisindizes findet man eine ausführliche Information am Kapitelanfang zur Preisstatistik, vgl. STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE, SJBU für die Jahrgänge 2003 (S. 71), 2002 (S. 83), 2001 (S. 82) und 2000 (S. 75) und SSB "Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte" für die Jahrgänge 2003 (S. 80) und 2002 (S. 99).

¹⁶² Vgl. etwa die Studien von SMITH und SCOTT (1986), PRATO (1973), HALVORSON (1955).

Im Jahr 2003 betrug die gesamte Zahl der Milchkühe noch 4,7 Mio., was einer Verminderung der gesamten Herdengröße seit 1990 um 43,7 % entspricht. Trotz eines Anstiegs der Kuhbestände in den individuellen Hauswirtschaften von 2,2 Mio. auf 3,3 Mio. Milchkühe, was einer Steigerung um 51,6 % entspricht, konnte der Rückgang bei den landwirtschaftlichen Betrieben (LB) nicht ausgeglichen werden, da der Milchkuhbestand dort von 6,2 auf 1,4 Mio. Milchkühe zurückgegangen ist, was einer Verminderung um 87,4 % gleich kommt.

Vor diesem Hintergrund werden bei der Schätzung der Angebotsfunktion die Milchkuhbestände beider landwirtschaftlicher Erzeugergruppen berücksichtigt. Die statistischen Angaben zur Anzahl der Milchkühe stammen aus dem Statistischen Bulletin *"Lage der Tierproduktion"*¹⁶³. Die für die Schätzung verwendeten Daten für die Modellvariable auf Monatsbasis für die Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 sind in Tabelle A 3 im Anhang aufgeführt.

4.3 Daten zur Schätzung des Marktstrukturmodells

Das Marktstrukturmodell besteht zum einen aus der Gleichung für eine kurzfristige Angebotsfunktion für Rohmilch und zum anderen aus der Gleichung der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsindustrie nach Rohmilch, die sich wiederum aus zwei Teilen zusammensetzt: (1) den Grenzausgaben für Rohmilch und (2) dem Wertgrenzprodukt von Rohmilch (vgl. Abschnitt 3.2.3).

Die Grenzausgaben und das Wertgrenzprodukt von Rohmilch werden durch die erste partielle Ableitung einerseits der Angebotsfunktion und andererseits der Produktionsfunktion im Bezug auf die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch hergeleitet. Zusätzlich ist für die Schätzung des Marktstrukturmodells eine Preisvariable für die aggregierten Outputs der Milchverarbeitungsindustrie notwendig, die Bestandteil der Wertgrenzproduktionsfunktion der Milchverarbeitungsindustrie ist. Deswegen muss noch die Datenaufbereitung für die Modellvariable Outputpreis der Milchverarbeitungsindustrie beschrieben werden.

Die entsprechenden Daten stammen aus dem Statistischen Sammelband *"Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte"* des Departments für Preisstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine¹⁶⁴. Dort sind detaillierte Preisangaben

¹⁶³ Statistisches Bulletin *"Lage der Tierproduktion"* wurde von dem Staatsstatistikkomitee der Ukraine auf der Grundlage der statistischen Erfassung nach der Form Nr. 14-SG *"Bericht über die Lage der Tierproduktion"* aufbereitet.

¹⁶⁴ Im Zuge einer umfassenden Revision sind die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Ukraine auf die neuen Konzepte des Europäischen Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung umgestellt worden. Während die Erfassung der Preisdaten zur Berechnung der Preisindizes gewerblicher Erzeugnisse nach Wirtschaftsgütern ohne Änderung geblieben ist, ist die Berechnung der Preisindizes gewerblicher Erzeugnisse nach Wirtschaftsbereichen von wesentlichen konzeptionellen Änderungen betroffen. Bis 2001

auf Jahres- und auf Monatsbasis¹⁶⁵ aufgeführt und zwar sowohl aggregiert in Form eines Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie als auch disaggregiert nach einzelnen Molkereiprodukten.

Tabelle 4.6 stellt einige statistische Kennzahlen der in das Marktstrukturmodell aufgenommenen Variablen dar.

Tabelle 4.6: Deskriptive Statistik der Modellvariablen des Marktstrukturmodells

Beschreibung der Modellvariablen	Sym-bol	Arithme-tisches Mittel	St. Abw.	Minimum	Maximum
Monatsmilchanlieferung (t)	X	295730,0	131600,0	92526,0	588200,0
Monatsdurchschnittspreis für an die Milchverarbeitungsindustrie angelieferte Rohmilch (UAH/t)	W_X	452,2	214,2	166,9	990,5
Monatsdurchschnittspreis für die Direktvermarktung von Milch und Milchprodukten (UAH/t)	W_D	438,5	171,3	166,9	800,9
Preisindex für Rindfleisch (Januar 1996=100)	W_R	241,5	103,6	100,0	411,2
Preisindex für Kraftmischfutter (Januar 1996=100)	W_F	263,3	94,4	100,0	426,7
Milchkuhbestand (Tsd. Kühe)	Z_K	5730,3	912,1	4449,6	7531,3
Output der Milchverarbeitungsindustrie (t/Monat, umgerechnet in Milchäquivalent)	Y	351570,0	144440,0	126430,0	673380,0
Anzahl der Beschäftigten	A	78700,0	7716,1	67940,0	97499,0
Kapitaleinsatz (Tsd. UAH/Monat)	K	760,5	331,1	491,0	2228,7
Energieeinsatz (kWh/Monat)	E	1904800,0	955040,0	572880,0	4369800,0
Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie (Januar 1996=100)	P	182,0	52,1	95,5	276,6
Zeittrend ($T = 1,2,...,96$)	T	48,5	27,9	1,0	96,0

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die in der Arbeit verwendeten aggregierten Angaben zum Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie wurden auf die Preisbasis Januar 1996 (=100) umbasiert und in Tabelle A 3 im Anhang zusammengestellt.

erfolgte die Berechnung der Preisindizes gewerblicher Erzeugnisse nach Wirtschaftsbe-reichen und seit 2001 nach Wirtschaftsbereichen disaggregiert. Hierzu vgl. STAATS-STATISTIKKOMITEE DER UKRAINE, SJBu für den Jahrgang 2003 (S. 215).

¹⁶⁵ Vgl. STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte" für die Jahrgänge 2002 (S. 8, 16-17, 20-21, 85-86) und 2003 (S. 8-9, 22-24, 28, 70-71).

5 EIGENSCHAFTEN UND SCHÄTZUNG DER PRODUKTIONSFUNKTION

5.1 Spezifikation der Produktionstechnologie

Bei der Formulierung des Marktstrukturmodells zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft spielt die Spezifikation der Produktionstechnologie in der jeweiligen Industriebranche eine erhebliche Rolle. In empirischen Studien der NEIO basieren viele Marktstrukturmodelle auf ungetesteten Hypothesen über die Produktionstechnologie. So z.B. wurden bei der Analyse von Marktmacht in der amerikanischen Fleischverpackungsindustrie unterschiedliche Annahmen über die Produktionstechnologie verwendet. Einerseits wurde von z.B. AZZAM und PAGOULATOS (1990) sowie von MUTH und WOHLGENANT (1999) bei der Analyse von Marktmacht eine variable Produktionstechnologie in der amerikanischen Fleischverpackungsindustrie berücksichtigt. Andererseits, trotz der Studie von BALL und CHAMBERS (1982), die zunehmende Skalenerträge in der amerikanischen Fleischzerlegungsindustrie festgestellt haben, wurden von z.B. SCHROETER (1988), SCHROETER und AZZAM (1990), AZZAM (1992), AZZAM und PARK (1993) sowie KOONTZ et al. (1993) konstante Skalenerträge angenommen. Außerdem wurden fixe Proportionen zwischen landwirtschaftlichen Inputfaktoren und Industrieoutput unterstellt, obwohl WOHLGENANT (1989) sowie MUTH und WOHLGENANT (1999) in ihren Studien darauf hinweisen, dass durchaus Substitutionsmöglichkeiten zwischen den landwirtschaftlichen Vorleistungsgütern und den übrigen Faktoren existieren können. Darüber hinaus haben GOODWIN und BRESTER (1995) festgestellt, dass der technische Fortschritt in der von ihnen untersuchten Branche der Ernährungsindustrie eine Vergrößerung der Substitutionselastizitäten bewirkt.

Trotz dieser empirischen Evidenz kann u. U. bei Untersuchungen über Verarbeitungsindustrien in den Ländern mit entwickelter Marktwirtschaft (mit einer mehr oder weniger kontinuierlichen Anpassung der Produktionstechnologie an veränderte Marktbedingungen) argumentiert werden, dass bestimmte a priori-Annahmen über die Produktionstechnologie (wie z.B. konstante Skalenerträge) aus Vereinfachungsgründen sinnvoll sein können. Dies erscheint im Fall der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie aufgrund der besonderen Situation der Industrie während des Transformationsprozesses allerdings problematisch, wie in Abschnitt 2.5 beschrieben wurde. Außerdem haben PEREKHOZHUK und GRINGS (2006) eine ökonometrische Analyse der Produktionstechnologie der

ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie unter Verwendung einer Cobb-Douglas-, einer CES- und einer Translog-Produktionsfunktion durchgeführt und festgestellt, dass die Translog-Produktionsfunktion nach statistischen Testkriterien den beiden ersten Funktionsformen vorzuziehen ist. Einer der theoretischen Vorzüge der Translog-Produktionsfunktion besteht darin, dass sie keine Restriktionen auf die Substitutionselastizitäten legt. Außerdem hat sich in der Studie gezeigt, dass es mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion eher als unter Verwendung der Cobb-Douglas- und CES-Funktion möglich ist, den Besonderheiten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie während des Transformationsprozesses Rechnung zu tragen. Ein deutlich von den Schätzergebnissen zur Cobb-Douglas- und der CES-Produktionsfunktion abweichendes Ergebnis ergibt sich z.B. bei der Schätzung der Produktionselastizitäten auf der Grundlage der Translog-Produktionsfunktion. So werden negative Produktionselastizitäten für die Faktoren Arbeit und Kapital ermittelt (vgl. Abschnitt 5.2.1). Ein solches Ergebnis, das mit der geringen Kapazitätsauslastung der Molkereien unter Transformationsbedingungen zu erklären ist, kann bei Verwendung einer Cobb-Douglas- oder CES-Funktion nicht auftreten. Deswegen sind insbesondere die Ergebnisse, die mit Hilfe der neoklassischen Produktionsfunktionen ermittelt worden sind, mit Vorsicht zu interpretieren (vgl. PEREKHOZHUK und GRINGS, 2006).

Im Unterschied zur Studie von PEREKHOZHUK und GRINGS (2006) werden in der vorliegenden Arbeit verschiedene Spezialfälle der Produktionsfunktion unter Verwendung der Translog-Funktion in Form alternativer Modelle formuliert und getestet. Dabei werden die wichtigsten technologischen Parameter wie Skalenelastizität, Substitutionselastizitäten sowie Rate und Bias des technischen Fortschritts für alternative Modelle der Translog-Produktionsfunktion ermitteln und die Schätzergebnisse miteinander verglichen. In den nächsten Abschnitten werden die Eigenschaften der Translog-Produktionsfunktion, die formulierte Modelle und die Schätzergebnisse dargestellt.

5.2 Eigenschaften der Translog-Produktionsfunktion

Neben vielen anderen Funktionen hat die Translog-Funktion¹⁶⁶, die von CHRISTENSEN, JORGENSEN und LAU (1973) entwickelt wurde, eine breite Verwendung in der angewandten Forschung zur Produktionsanalyse gefunden¹⁶⁷. Sie beinhaltet im Vergleich zu den anderen Funktionsformen wie z.B. zur Cobb-Douglas- und CES-Funktion deutlich weniger Restriktionen für die

¹⁶⁶ Die transzendental-logarithmische Funktion (transcendental logarithmic function) wird abgekürzt als Translog-Funktion bezeichnet.

¹⁶⁷ Zur Translog-Funktionsform und ihrer Anwendung in der empirischen Forschung vgl. GREENE (2003, S. 12-13), GREENE (2000, S. 217), LINDE (1988, S. 292), CAPALBO (1988, S. 162-163), NADIRI (1982, S. 465).

Produktionstechnologie (wie z.B. Substitutionselastizität, Separabilität, technischer Fortschritt) und wird als flexible Funktionsform bezeichnet¹⁶⁸.

Wenn man mit Y die Produktionsmenge (Output), mit X_i ($i=1, \dots, n$) die Einsatzmenge der Produktionsfaktoren (Inputs)¹⁶⁹ und mit α_i ($i=1, \dots, n$), α_{ij} ($i, j=1, \dots, n$), γ_i ($i=1, \dots, n$), γ_{iT} ($i=1, \dots, n$), γ_T , γ_{TT} die zu schätzenden Parameter bezeichnet, so kann die Translog-Produktionsfunktion wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j \\ & + \gamma_T T + \frac{1}{2} \gamma_{TT} T^2 + \sum_{i=1}^n \gamma_{iT} \ln X_i T, \end{aligned} \quad (5.1)$$

wobei $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ ($i \neq j$). Zur Berücksichtigung der Auswirkungen des technischen Fortschritts auf die Produktion ist zusätzlich zu den Produktionsfaktoren eine Trendvariable T in die Produktionsfunktion aufgenommen worden¹⁷⁰.

Die Translog-Funktion kann als eine Approximation zweiter Ordnung der unbekannten Produktionsfunktion verstanden werden. Neben der Generalized-Leontief-Funktion (vgl. DIEWERT, 1971) gehört sie zu der Klasse¹⁷¹ der flexiblen Funktionsformen. Mit Hilfe der Translog-Funktion können verschiedene Spezialfälle von parametrisch spezifizierten Produktionsfunktionen abgebildet werden¹⁷².

Die Translog-Produktionsfunktion besitzt u.a. folgende Eigenschaften. Sie ist in allgemeiner Form nicht-homothetisch. Die Produktionsfunktion ist homothetisch,

¹⁶⁸ Die Translog-Produktionsfunktion wurde zur Schätzung der Substitutionselastizität zwischen Kapital und Arbeit sowie Naturressourcen in der amerikanischen Industrie (BERNDT und CHRISTENSEN, 1973 sowie HUMPHREY und MORONEY, 1975), der Ermittlung der Separabilität und der Aggregationsmöglichkeiten von Produktionsfaktoren (DENNY und FUSS, 1977), der Rate des technischen Fortschritts und des Produktivitätswachstums (MAY und DENNY, 1979) sowie zur Ermittlung konstanter oder variabler Skalenerträge (CORBO und MELLER, 1979) angewandt.

¹⁶⁹ Den in der Literatur üblichen Konventionen folgend werden bei der allgemeinen Darstellung der Produktionsbeziehungen alle Produktionsfaktoren mit dem Symbol X bezeichnet, während bei den geschätzten Produktionsbeziehungen (vgl. Tabelle 4.6 und Abschnitt 5.3) das Symbol X für die Milchlieferung an die Molkereien steht.

¹⁷⁰ Zur Berücksichtigung des technischen Fortschritts vgl. MOUNTAIN (1986), AIVAZIAN et al. (1987), ANTLE und CAPALBO (1988, S. 33-44), CAPALBO (1988, S. 163-164), KIM (1992), HANSEN (1993, S. 9-15), TERRELL (1993), BEHRENS und PEREN (1998, S. 155-167).

¹⁷¹ Die Klasse von flexiblen Funktionsformen ist durch Eigenschaft definiert, die Produktionsfunktionen approximativ darstellen zu können.

¹⁷² Zur Definition und zur Spezifikation von Produktionsfunktionen vgl. LINDE (1988, S. 276-295).

wenn $\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$ für alle i und j . Weiterhin ist die Produktionsfunktion homogen vom Grad λ , wenn $\sum_{i=1}^n \alpha_i = \lambda$, $\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_{i=1}^n \gamma_{iT} = 0$. Für den Fall einer homogenen Produktionsfunktion ist die Skalenelastizität gleich dem Homogenitätsgrad dieser Funktion und ergibt sich durch $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i}$ (vgl. Gleichung 5.3). Die Ermittlung des Homogenitätsgrades λ entspricht somit in diesem Fall der Ermittlung der Skalenerträge. Es liegen zunehmende Skalenerträge vor, falls $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \lambda > 1$ und abnehmende Skalenerträge bei $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \lambda < 1$. Bei konstanten Skalenerträgen ist $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \lambda = 1$.

Wenn $\lambda = 1$ ist, dann ist die Produktionsfunktion linear-homogen (vgl. CAPALBO, 1988, S. 20). Demnach hängt die Skalenelastizität im Fall einer homogenen Translog-Produktionsfunktion vom Inputniveau und vom technologischen Index ab (vgl. KIM, 1992; vgl. auch Gleichung 5.3 unten). Die Translog-Produktionsfunktion ist in allgemeiner Form schwach separabel. Sie weist additive Separabilität auf, wenn $\alpha_{ij} = 0$ ($i \neq j$) und sie ist streng separabel, wenn $\alpha_{ij} = 0$ für alle i und j . Die Translog-Produktionsfunktion reduziert sich auf die Cobb-Douglas-Technologie, wenn $\gamma_{TT} = 0$, $\alpha_{ij} = 0$ und $\gamma_{iT} = 0$ für alle i und j (vgl. GREENE, 2003, S. 102-103; KIM, 1992).

Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (5.1) nach der Trendvariablen T ergibt sich die Rate des technischen Fortschritts:

$$\partial \ln Y / \partial T = \gamma_T + \sum_{i=1}^n \gamma_{iT} \ln X_i + \gamma_{TT} T \quad (5.2)$$

Die Parameter bilden den Einfluss technischen Fortschritts sowohl unabhängig als auch in Abhängigkeit vom Einsatz der Produktionsfaktoren (γ_{iT}) ab. Die Zeittrendparameter γ_T und γ_{TT} bestimmen die Richtung der Veränderung der Produktionsfunktion und die Veränderungsrate (vgl. CAPALBO, 1988, S. 162-163). Durch die Schätzung der Parameter γ_{iT} der Translog-Produktionsfunktion (5.7) kann die Art des technischen Fortschritts bestimmt werden. Der technische Fortschritt ist faktorsparend, -neutral oder -nutzend, wenn der entsprechende Parameter negativ ($\gamma_{iT} < 0$), gleich Null ($\gamma_{iT} = 0$) oder positiv ($\gamma_{iT} > 0$) ist (vgl. TERRELL, 1993). Wird (Hicks-) neutraler technischer Fortschritt angenommen, dann müssen die Parameter γ_{TT} und γ_{iT} in der Translog-Produktionsfunktion (5.1) auf Null ($\gamma_{TT} = \gamma_{iT} = 0$) restringiert werden. Werden die

Parameter γ_{TT} und γ_{iT} nicht restringiert, somit besteht die Möglichkeit, die Hypothese neutralen technischen Fortschritts zu testen (vgl. FIELD, 1988).

Anhand der ersten partiellen Ableitungen der Translog-Produktionsfunktion nach den Produktionsfaktoren können die Grenzerträge der Faktoren X_i bestimmt werden:

$$\partial Y / \partial X_i = f_i = \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_j + \gamma_{iT} T \right) Y / X_i, \quad i = 1, \dots, n. \quad (5.3)$$

Aus der Gleichung (5.3) ist zu ersehen, dass die Grenzerträge der Produktionsfaktoren X_i negativ werden können, und zwar sowohl dann, wenn $X_j \rightarrow 0$ und $\alpha_{ij} > 0$, als auch dann, wenn X_j unbegrenzt steigt und $\alpha_{ij} < 0$, so dass die Translog-Produktionsfunktion "unökonomische" Bereiche des Faktoreinsatzes besitzt (vgl. HUMPHREY und MORONEY, 1975). Sind die Grenzerträge negativ, ist es ökonomisch nicht sinnvoll, den entsprechenden Faktor vermehrt einzusetzen¹⁷³.

Durch die direkte Ableitung zweiter Ordnung und die Bildung der Kreuzableitungen nach den Produktionsfaktoren ergibt sich die Hessische Matrix mit folgenden Elementen:

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial X_i \partial X_j} = \left[\begin{array}{c} \alpha_{ij} + \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_j + \sum_{i=1}^n \gamma_{iT} T - \delta_{ij} \right) \\ \left(\alpha_j + \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \ln X_i + \gamma_{jT} T \right) \end{array} \right] \frac{Y}{X_i X_j}, \quad (5.4)$$

wobei $\delta_{ij} = 1$ für $i = j$ und $\delta_{ij} = 0$ für $i \neq j$.

Sowohl die Hessesche Matrix als auch die ersten partiellen Ableitungen der Translog-Produktionsfunktion werden zur Bestimmung der partiellen Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren X_i und X_j benötigt. Während in der mikroökonomischen Produktionstheorie verschiedene Substitutionselastizitäten diskutiert werden, wurde in der empirischen Forschung am häufigsten die Allensche Substitutionselastizität (AES) verwendet, die von ALLEN (1938, S. 503-505) wie folgt definiert wurde:

¹⁷³ Zur Abbildung und Diskussion von "unökonomischen" Bereichen des Faktoreinsatzes vgl. HENDERSON und QUANDT (1983, S. 72), SCHUMANN (1992, S. 145), WIED-NEBBELING und SCHOTT (1998, S. 120-121) und KORTMANN (2002, S. 194).

$$\sigma_{ij} = \frac{\sum f_i X_i \frac{|\overline{F}_{ij}|}{|\overline{F}|}}{X_i X_j}, \quad (5.5)$$

wobei $|\overline{F}|$ die Determinante der geränderten Hesseschen Matrix \overline{F} ist, d.h. die Hessesche Matrix ergänzt um eine Zeile und Spalte mit den ersten partiellen Ableitungen der Produktionsfunktion¹⁷⁴:

$$\overline{F} = \begin{bmatrix} 0 & f_1 & \dots & f_n \\ f_1 & f_{11} & \dots & f_{1n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_n & f_{n1} & \dots & f_{nn} \end{bmatrix} \quad (5.6)$$

\overline{F}_{ij} ist der Adjunkte des Elementes f_{ij} ¹⁷⁵.

Im hier vorliegenden Zusammenhang kann die Translog-Produktionsfunktion unter Berücksichtigung der vier Produktionsfaktoren Milchlieferung (X), Arbeit (A), Kapital (K) und Energie (E) sowie der Proxy-Variablen für den technischen Wandel (T) wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \ln Y = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j \\ & + \gamma_T T + \frac{1}{2} \gamma_{TT} T^2 + \sum_{i=1}^4 \gamma_{iT} \ln X_i T \end{aligned} \quad (5.7)$$

wobei $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$ ($i \neq j$) und $i, j = X, A, K, E$. Dabei ist zu beachten, dass die oben beschriebenen Eigenschaften der Translog-Produktionsfunktion (5.7) nicht a priori für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie unterstellt werden können, sondern nachgewiesen werden müssen. Deswegen wurden alternative Modelle auf der Grundlage der Translog-Produktionsfunktion (5.7) formuliert und getestet. Bei der ökonometrischen Schätzung enthält die Translog-Produktionsfunktion (5.7) zusätzlich elf Dummy-Variable D_i ($i = 2, \dots, 12$) mit den zugehörigen Parametern β_i ($i = 2, \dots, 12$), die zur Berücksichtigung

¹⁷⁴ Zur Berechnung der Allenschen partiellen Substitutionselastizität vgl. z.B. BERNDT und CHRISTENSEN (1973a und 1973b), SATO und KOIZUMI (1973), HUMPHREY und MORONEY (1975), SYRQUIN und HOLLENDER (1982), TAKAYAMA (1985, S. 144), HOFF (2002).

¹⁷⁵ Unter der Adjunkte (dem algebraischen Komplement) \overline{F}_{ij} des Elementes f_{ij} versteht man im obigen Fall die mit dem Faktor $(-1)^{i+j}$ versehene Unterdeterminante von \overline{F} , die entsteht, wenn die i -te Zeile und j -te Spalte der geränderten Hesseschen Matrix gestrichen werden (BRONSTEIN und SEMENDJAJEW, 1981, S. 201; HUANG und CROKKE, 1999, S. 154).

saisonaler Schwankungen in den verwendeten Monatsdaten dienen, und einen stochastischen Störterm, der als normalverteilt angenommen wurde. Die Schätzung der Translog-Produktionsfunktion (5.7) wurde mit Hilfe des ökonometrischen Programms SHAZAM durchgeführt. Die Schätzung erfolgte nach der Methode der kleinsten Quadrate (MKQ). Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung sind im Abschnitt 5.3 dargestellt.

5.3 Modellvarianten und geschätzte Parameter der Translog-Produktionsfunktion

Im Folgenden werden sieben alternative Modelle der Translog-Produktionsfunktion (5.7) spezifiziert: Model I ist die allgemeine, nicht-homothetische Produktionsfunktion (Model I-NHM) und beinhaltet keine Restriktionen für die Produktionstechnologie. Modell II ist die homothetische Variante der Produktionsfunktion (Model II – HM) und hat die Restriktionen $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ für $i, j = X, A, K, E$. Modell III entspricht der homogenen Produktionsfunktion (Model III – HG) und enthält folgende Restriktionen: $\sum_i \alpha_i = \lambda$, $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_i \gamma_{iT} = 0$ für $i, j = X, A, K, E$. Modell IV ist die entsprechende linear-homogene Produktionsfunktion (Model IV-LHG) und hat folgende Restriktionen: $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_i \gamma_{iT} = 0$ für $i, j = X, A, K, E$.

Die Translog-Produktionsfunktion (5.7) ist additiv-separabel (Model V-AS) bzw. streng separabel (Model VI-SS), wenn die Parameter die Restriktionen $\alpha_{ij} = 0$ ($i \neq j$) bzw. $\alpha_{ij} = 0$ für alle i und j enthält. Wenn aber die Parameter $\gamma_{TT} = 0$, $\alpha_{ij} = 0$ und $\gamma_{iT} = 0$ für alle i und j sind, dann entspricht die Translog-Produktionsfunktion der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Model VII-CD). Die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion kann sowohl steigende, konstante als auch fallende Skalenerträge aufweisen. Sie hat konstante Skalenerträge, wenn $\sum_i \alpha_i = 1$. Im Gegensatz zur Translog-Produktionsfunktion

hat die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion einige Eigenschaften, die sie als besonders leicht "handbar" in der Analyse erscheinen lassen. Hierbei sind einige der wichtigsten sind: (1) Die Parameter der Cobb-Douglas-Funktion α_i sind die partiellen Produktionselastizitäten bezüglich der Produktionsfaktoren. (2) Die Produktionselastizitäten der Faktoren sind konstant. Somit ist die Skalene lastizität der Funktion konstant und beträgt $\lambda = \sum_{i=1}^n \alpha_i$. Wie bei jeder homogenen Produktionsfunktion ist die Skalene lastizität gleich dem Homogenitätsgrad dieser Funktion und hängt hier weder vom Input- noch vom Outputniveau

ab¹⁷⁶. (3) Die Substitutionselastizität zwischen allen Produktionsfaktoren beträgt Eins. (4) Die Funktion ist streng separabel¹⁷⁷. (5) Die Produktionsfunktion ist streng quasikonkav. Sie ist streng konkav, wenn λ kleiner als Eins ist, d.h., wenn abnehmende Skalenerträge vorliegen. Zunehmende Skalenerträge können z.B. dann erwartet werden, wenn das erreichte Produktionsniveau niedriger ist als den Produktionsmöglichkeiten mit der gegebenen Ausstattung mit quasi-fixen Produktionsfaktoren entspricht. Dies ist bei der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie im hier betrachteten Untersuchungszeitraum aufgrund der geringen Kapazitätsauslastung der Fall¹⁷⁸. Deshalb wurden bei der ökonometrischen Analyse auf der Basis der Cobb-Douglas-Technologie variable Skalenerträge unterstellt. Die Translog-Produktionsfunktion enthält im Vergleich zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion zusätzlich sowohl quadratische Terme als auch Terme, die Interaktionen zwischen den Produktionsfaktoren und den Trendvariablen abbilden. Damit kann getestet werden, ob die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sich auf verschiedene technologische Produktionszusammenhänge wie z.B. die homothetische, homogene, linear-homogene Produktionstechnologie oder die Cobb-Douglas-Technologie reduzieren lässt (vgl. GREENE, 1993, S. 209-210).

Die oben erwähnten Modelle der Translog-Produktionsfunktion gehören als Spezialfälle zu verschiedenen Klassen von Produktionsfunktionen. Die Modelle von II bis IV sowie die Modelle VI und VII gehören zur Klasse der homothetischen Produktionsfunktionen, die bestimmte Implikationen für die Beziehung zwischen dem Produktionsergebnis und den Einsatzmengen aller Produktionsfaktoren bei ihrer proportionalen Variation enthalten. Die Modelle von V bis VII gehören zur Klasse der separablen Produktionsfunktionen, die einige Restriktionen bezüglich der Grenzproduktivitäten der Produktionsfaktoren haben¹⁷⁹.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Parameter der Translog-Produktionsfunktion (5.7), sowie Kennzahlen zur Beurteilung der statistischen Anpassungsgüte sind in Tabelle 5.1 ausgewiesen.

Zur Darstellung des Signifikanzniveaus der Parameter sind neben den geschätzten Parametern die Standardfehler und die *t*-Werte aufgeführt. Die meisten geschätzten Parameter der Translog-Produktionsfunktion sind statistisch gut gesichert. Allerdings ist zu bemerken, dass, während die geschätzten Parameter der saisonalen Dummy-Variablen etwa gleiche Werte aufweisen, liegen die

¹⁷⁶ Vgl. KORTMANN (2002, S. 175)

¹⁷⁷ Zur Definition von Separabilität vgl. FUSS, MCFADDEN und MUNDLAK (1978, S. 244-247), CORBO und MELLER (1979).

¹⁷⁸ Zur Kapazitätsauslastung der ukrainischen Milchindustrie vgl. Abschnitt 2.5.6.

¹⁷⁹ Vgl. Fußnote 177.

Werte der geschätzten Parameter der Produktionsfaktoren recht unterschiedlich. Zur Beurteilung der Anpassungsgüte der geschätzten alternativen Modelle der Translog-Produktionsfunktion ist sowohl das herkömmliche multiple Bestimmtheitsmaß R^2 (Determinationskoeffizient) als auch das korrigierte (bereinigte) Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 ermittelt worden (vgl. Tabelle 5.1).

Der Vergleich der Bestimmtheitsmaße deutet darauf hin, dass das Modell I als unrestringiertes Modell einen etwas höheren Erklärungsbeitrag leistet als alle anderen Modelle. Allerdings kann allein auf Grundlage der Determinationskoeffizienten keine hinreichende Beurteilung der Modelle vorgenommen werden. Deswegen wurden weitere statistische Kriterien, die in der empirischen Forschung üblich sind, herangezogen, wie z.B. Akaikes Informationskriterium (AIC) und das Schwarz-Bayessche Informationskriterium (BIC)¹⁸⁰. Die Modelle mit einem kleineren AIC- und/oder BIC-Wert werden bevorzugt. Vergleicht man die statistische Güte der Modelle sowohl nach dem Kriterium der R^2 -Werte als auch der AIC- und BIC-Werte, so ist die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) nach allen Kriterien vorzuziehen.

Zur Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung wurde der DURBIN-WATSON-Test (DW-Statistik) durchgeführt. Aus der Tabelle für die DURBIN-WATSON-Statistik erhält man bei alternativen Signifikanzniveaus von 5 % bzw. 1 % die kritischen Werte, die den Indeterminiertheitsbereich festlegen, nämlich 1,296 und 2,068 bzw. 1,174 und 1,934¹⁸¹.

Die DW-Statistiken betragen für die Modelle von I und bis VII die Werte zwischen 1,29 bzw. 1,76. Obwohl die Stichprobe als relativ groß bezeichnet werden kann, ist es nicht möglich, definitive Schlussfolgerungen bezüglich der Autokorrelation zu ziehen, da der Bereich der Indeterminiertheit relativ groß bleibt. Wie zu sehen ist, fallen die errechneten DW-Werte in allen Modellen in diesen Bereich, so dass die Frage, ob Autokorrelation tatsächlich vorliegt, nicht entschieden werden kann.

¹⁸⁰ Vgl. dazu VERBEEK (2000, S. 54); RAMANATHAN (1992, S. 167); JUDGE et al. (1985, S. 244).

¹⁸¹ Die kritischen Werte wurden für $n=95$ und $k'=16$ festgelegt. Werte für $n=96$ und $k'>20$ waren in der verfügbaren Tabelle nicht verzeichnet. Hierbei ist n die Anzahl der Beobachtungen und k' die Anzahl der geschätzten Parameter ohne Konstante (vgl. GREENE, 1993, S.740 und S. 743).

Tabelle 5.1: Geschätzte Parameter zur Translog-Produktionsfunktion

Parameter	Modell I – NHM			Modell II – HM			Modell III – HG		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
α_X	-24,438	12,740	-1,9180	-3,3061	2,3130	-1,4300	-3,6009	2,5110	-1,4340
α_A	82,305	87,940	0,9359	9,2135	3,0250	3,0460	4,0192	2,9020	1,3850
α_K	-6,0278	23,060	-0,2614	-8,0003	2,8660	-2,7910	-4,1999	2,9020	-1,4470
α_E	23,588	9,1000	2,5920	3,1626	2,1300	1,4850	3,5800	2,3100	1,5490
α_{XX}	-0,7627	0,3526	-2,1630	-0,9469	0,3601	-2,6300	-0,7923	0,3884	-2,0400
α_{AA}	-8,1686	8,7080	-0,9381	-1,9510	0,8373	-2,3300	-1,0026	0,8649	-1,1590
α_{KK}	-2,0281	1,0120	-2,0030	-1,7469	0,8180	-2,1360	-0,8023	0,8432	-0,9516
α_{EE}	-0,3467	0,2394	-1,4490	-0,4843	0,2419	-2,0020	-0,4747	0,2628	-1,8060
α_{XA}	2,3983	1,1900	2,0160	0,8304	0,4773	1,7400	0,8566	0,5183	1,6530
α_{XK}	-0,1467	0,4529	-0,3240	-0,6137	0,4580	-1,3400	-0,7262	0,4964	-1,4630
α_{XE}	0,5763	0,2898	1,9880	0,7302	0,2964	2,4630	0,6619	0,3214	2,0600
α_{AK}	1,8660	2,5140	0,7424	1,8635	0,8105	2,2990	0,9309	0,8357	1,1140
α_{AE}	-2,2905	0,8856	-2,5870	-0,7429	0,4755	-1,5620	-0,7849	0,5163	-1,5200
α_{KE}	0,0842	0,4305	0,1957	0,4970	0,4348	1,1430	0,5976	0,4714	1,2680
γ_T	0,2713	0,3004	0,9031	0,1234	0,0649	1,9010	-0,0942	0,0283	-3,3280
γ_{TT}	-0,0001	0,0001	-1,1940	-0,0001	0,0001	-1,0760	0,0001	0,0001	1,3760
γ_{XT}	0,0022	0,0049	0,4413	-0,0054	0,0032	-1,6940	-0,0091	0,0033	-2,7380
γ_{AT}	-0,0073	0,0312	-0,2351	0,0028	0,0076	0,3677	0,0189	0,0068	2,7960
γ_{KT}	-0,0257	0,0085	-3,0110	-0,0228	0,0069	-3,2880	-0,0163	0,0073	-2,2390
γ_{ET}	-0,0030	0,0036	-0,8324	0,0046	0,0025	1,8530	0,0064	0,0026	2,4370
ϑ_2	-0,0161	0,0130	-1,2420	-0,0174	0,0129	-1,3430	-0,0149	0,0140	-1,0640
ϑ_3	-0,0297	0,0188	-1,5830	-0,0205	0,0192	-1,0660	-0,0219	0,0209	-1,0490
ϑ_4	-0,0749	0,0235	-3,1930	-0,0599	0,0240	-2,4920	-0,0648	0,0261	-2,4860
ϑ_5	-0,0907	0,0385	-2,3550	-0,0571	0,0359	-1,5880	-0,0732	0,0387	-1,8890
ϑ_6	-0,0903	0,0457	-1,9770	-0,0553	0,0423	-1,3080	-0,0785	0,0454	-1,7290
ϑ_7	-0,0896	0,0444	-2,0210	-0,0546	0,0413	-1,3220	-0,0788	0,0443	-1,7790
ϑ_8	-0,0777	0,0416	-1,8690	-0,0473	0,0394	-1,2010	-0,0674	0,0424	-1,5910
ϑ_9	-0,0711	0,0359	-1,9800	-0,0421	0,0347	-1,2140	-0,0563	0,0374	-1,5050
ϑ_{10}	-0,0798	0,0300	-2,6630	-0,0530	0,0289	-1,8330	-0,0628	0,0313	-2,0080
ϑ_{11}	-0,0674	0,0183	-3,6900	-0,0546	0,0186	-2,9310	-0,0586	0,0202	-2,8990
ϑ_{12}	-0,0544	0,0183	-2,9790	-0,0434	0,0190	-2,2910	-0,0451	0,0206	-2,1890
α_0	-455,40	447,40	-1,0180	-19,532	8,3780	-2,3310	2,5593	6,3130	0,4054
$\frac{R^2}{R^2}$			0,9982			0,9979			0,9975
AIC			0,9974			0,9970			0,9965
BIC			0,0007			0,0008			0,0009
DW			0,0017			0,0017			0,0019
			1,5786			1,5197			1,4538

Anm.: NHM = nicht-homothetische, HM = homothetische, HG = homogene Produktionsfunktion.

Fortsetzung der Tabelle 5.1:

Parameter	Modell IV – LHG			Modell V – AS			Modell VI – SS		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
α_X	-1,0215	-1,0215	-1,0215	1,4766	0,5885	2,5090	0,9108	0,0525	17,3700
α_A	8,5182	8,5182	8,5182	91,3780	51,4100	1,7780	-0,9338	0,4985	-1,8730
α_K	-7,4711	-7,4711	-7,4711	13,4950	2,7620	4,8860	-0,0504	0,0544	-0,9269
α_E	0,9744	0,9744	0,9744	-1,3256	0,5170	-2,5640	0,0062	0,0377	0,1651
α_{XX}	-0,6444	-0,6444	-0,6444	-0,0540	0,0499	-1,0820	–	–	–
α_{AA}	-2,0690	-2,0690	-2,0690	-8,0676	4,5240	-1,7830	–	–	–
α_{KK}	-1,7904	-1,7904	-1,7904	-1,8521	0,3794	-4,8820	–	–	–
α_{EE}	-0,4074	-0,4074	-0,4074	0,0995	0,0372	2,6740	–	–	–
α_{XA}	0,2891	0,2891	0,2891	–	–	–	–	–	–
α_{XK}	-0,1976	-0,1976	-0,1976	–	–	–	–	–	–
α_{XE}	0,5528	0,5528	0,5528	–	–	–	–	–	–
α_{AK}	1,9567	1,9567	1,9567	–	–	–	–	–	–
α_{AE}	-0,1768	-0,1768	-0,1768	–	–	–	–	–	–
α_{KE}	0,0313	0,0313	0,0313	–	–	–	–	–	–
γ_T	-0,0971	-0,0971	-0,0971	0,4864	0,1274	3,8190	0,0175	0,0764	0,2286
γ_{TT}	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0002	0,0001	-2,9290	0,0002	0,0000	4,4630
γ_{XT}	-0,0058	-0,0058	-0,0058	-0,0070	0,0012	-5,8000	-0,0089	0,0011	-7,8440
γ_{AT}	0,0230	0,0230	0,0230	-0,0250	0,0109	-2,2970	0,0000	0,0077	-0,0018
γ_{KT}	-0,0204	-0,0204	-0,0204	-0,0301	0,0053	-5,6460	-0,0028	0,0021	-1,3170
γ_{ET}	0,0032	0,0032	0,0032	0,0063	0,0008	8,0290	0,0070	0,0009	7,8700
ϑ_2	-0,0236	-0,0236	-0,0236	-0,0202	0,0130	-1,5530	-0,0103	0,0158	-0,6503
ϑ_3	-0,0703	-0,0703	-0,0703	-0,0330	0,0181	-1,8210	-0,0077	0,0210	-0,3674
ϑ_4	-0,1353	-0,1353	-0,1353	-0,0780	0,0220	-3,5380	-0,0457	0,0257	-1,7810
ϑ_5	-0,1895	-0,1895	-0,1895	-0,0795	0,0339	-2,3490	-0,0131	0,0397	-0,3304
ϑ_6	-0,2226	-0,2226	-0,2226	-0,0724	0,0409	-1,7680	0,0107	0,0477	0,2246
ϑ_7	-0,2211	-0,2211	-0,2211	-0,0737	0,0399	-1,8460	0,0067	0,0467	0,1446
ϑ_8	-0,2025	-0,2025	-0,2025	-0,0698	0,0376	-1,8590	0,0058	0,0440	0,1312
ϑ_9	-0,1699	-0,1699	-0,1699	-0,0628	0,0328	-1,9140	0,0017	0,0383	0,0435
ϑ_{10}	-0,1502	-0,1502	-0,1502	-0,0726	0,0269	-2,6940	-0,0262	0,0312	-0,8422
ϑ_{11}	-0,1043	-0,1043	-0,1043	-0,0722	0,0180	-4,0010	-0,0462	0,0209	-2,2160
ϑ_{12}	-0,0762	-0,0762	-0,0762	-0,0690	0,0166	-4,1680	-0,0541	0,0197	-2,7420
α_0	-15,96	-15,96	-15,96	-559,17	289,30	-1,9330	12,3620	5,4670	2,2610
$\frac{R^2}{R^2}$						0,9978			0,9964
AIC						0,9969			0,9954
BIC						0,0008			0,0012
DW						0,0016			0,0022
						1,7643			1,3346

Anm: LHG = linear-homogene Produktionsfunktion; AS = additiv-separable und SS = streng separable Produktionsfunktion.

Fortsetzung der Tabelle 5.1:

Parameter	Modell VI – SS			Modell VII – CD		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
α_X	0,9108	0,0525	17,3700	0,7173	0,0365	19,640
α_A	-0,9338	0,4985	-1,8730	0,4213	0,1702	2,4750
α_K	-0,0504	0,0544	-0,9269	0,0180	0,0545	0,3312
α_E	0,0062	0,0377	0,1651	0,2533	0,0340	7,4420
α_{XX}	—	—	—	—	—	—
α_{AA}	—	—	—	—	—	—
α_{KK}	—	—	—	—	—	—
α_{EE}	—	—	—	—	—	—
α_{XA}	—	—	—	—	—	—
α_{XK}	—	—	—	—	—	—
α_{XE}	—	—	—	—	—	—
α_{AK}	—	—	—	—	—	—
α_{AE}	—	—	—	—	—	—
α_{KE}	—	—	—	—	—	—
γ_T	0,0175	0,0764	0,2286	0,0023	0,0007	3,5060
γ_{TT}	0,0002	0,0000	4,4630	—	—	—
γ_{XT}	-0,0089	0,0011	-7,8440	—	—	—
γ_{AT}	0,0000	0,0077	-0,0018	—	—	—
γ_{KT}	-0,0028	0,0021	-1,3170	—	—	—
γ_{ET}	0,0070	0,0009	7,8700	—	—	—
ϑ_2	-0,0103	0,0158	-0,6503	-0,0222	0,0238	-0,9347
ϑ_3	-0,0077	0,0210	-0,3674	-0,0838	0,0254	-3,2950
ϑ_4	-0,0457	0,0257	-1,7810	-0,1662	0,0271	-6,1280
ϑ_5	-0,0131	0,0397	-0,3304	-0,1942	0,0357	-5,4420
ϑ_6	0,0107	0,0477	0,2246	-0,2229	0,0401	-5,5630
ϑ_7	0,0067	0,0467	0,1446	-0,2187	0,0390	-5,6140
ϑ_8	0,0058	0,0440	0,1312	-0,1973	0,0374	-5,2780
ϑ_9	0,0017	0,0383	0,0435	-0,1664	0,0343	-4,8550
ϑ_{10}	-0,0262	0,0312	-0,8422	-0,1597	0,0301	-5,3000
ϑ_{11}	-0,0462	0,0209	-2,2160	-0,1056	0,0252	-4,1860
ϑ_{12}	-0,0541	0,0197	-2,7420	-0,1265	0,0251	-5,0480
α_0	12,3620	5,4670	2,2610	-4,7454	1,7280	-2,7470
$\underline{R^2}$	0,9964			0,9912		
R^2	0,9954			0,9894		
AIC	0,0012			0,0026		
BIC	0,0022			0,0041		
DW	1,3346			1,3491		

Anm: SS = streng separable und CD = Cobb-Douglas-Produktionsfunktion.

Die verschiedenen Spezialfälle der Translog-Produktionsfunktion, die bereits oben in diesem Abschnitt erörtert wurden, sind so formuliert worden, dass sie sich in Form von Hypothesen über Parameterrestriktionen einem F-Test unterziehen lassen. Insgesamt wurden sechs F-Test durchgeführt, nämlich zu den Parameterrestriktionen der Modelle II bis VII. Die Ergebnisse dieses Tests sind in Tabelle 5.2 dargestellt.

Tabelle 5.2: Ergebnisse des F-Tests

	Modell II – HM	Modell III – HG	Modell IV – LHG	Modell V – AS	Modell VI – SS	Modell VII – CD
Freiheitsgrad	4	5	6	6	10	15
Berechneter F-Wert	3,2300	5,6170	8,6787	2,8761	6,6428	16,9050
Berechneter p-Wert	0,0177	0,0002	0,0000	0,0152	0,0000	0,0000

Die höchste Irrtumswahrscheinlichkeit, die mit einer Ablehnung der Restriktionen verbunden war, betrug 1,77 %. Dies wurde als hinreichend niedrig angesehen, um alle Restriktionen, und damit die Modelle II bis VII, abzulehnen.

5.3.1 Geschätzte partielle Produktionselastizitäten

Während die geschätzten Parameter der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Modell VII) als die Produktionselastizitäten zu interpretieren sind, können die meisten der geschätzten Parameter der alternativen Modelle II bis VI nach dem Kriterium der ökonomischen Plausibilität nicht auf den ersten Blick beurteilt werden. Die ökonomisch interpretierbaren Kennziffern, wie z.B. die Produktionselastizitäten oder die Rate des technischen Fortschritts sind Funktionen von Parametern der quadratischen und gemischten Terme der Translog-Funktionsform.

Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (5.1) nach dem jeweiligen Produktionsfaktor können die Produktionselastizitäten berechnet werden. Unter Verwendung der Schätzergebnisse der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) lauten die Gleichungen für die Produktionselastizitäten von Rohmilch (η_X), Arbeit (η_A), Kapital (η_K) und Energie (η_E):

$$\eta_X = -24,438 - 0,7627 \cdot \ln X + 2,3983 \cdot \ln A - 0,1467 \cdot \ln K + 0,5763 \cdot \ln E + 0,0022 \cdot T, \quad (5.8)$$

$$\eta_A = 82,305 - 8,1686 \cdot \ln A + 2,3983 \cdot \ln X + 1,866 \cdot \ln K - 2,2905 \cdot \ln E - 0,0073 \cdot T, \quad (5.9)$$

$$\eta_K = -6,0278 - 2,0281 \cdot \ln K - 0,1467 \cdot \ln X + 1,866 \cdot \ln A + 0,0842 \cdot \ln E - 0,0257 \cdot T, \quad (5.10)$$

$$\eta_E = 23,588 - 0,3467 \cdot \ln E + 0,5763 \cdot \ln X - 2,2905 \cdot \ln A + 0,0842 \cdot \ln K - 0,0030 \cdot T. \quad (5.11)$$

Setzt man die Mittelwerte der Variablen $\ln X$, $\ln A$, $\ln K$, $\ln E$ und T in die Gleichungen 5.8 bis 5.11 ein, so erhält man Mittelwerte der Produktionselastizitäten (vgl. GREENE, 1993, S. 210).

Auf entsprechende Weise sind für alle 7 geschätzten Modelle die Produktionselastizitäten ermittelt und in Tabelle 5.3 zusammengestellt worden. Neben den geschätzten Mittelwerten sind in der Tabelle 5.3 auch die Standardfehler und die t -Werte sowie die Skalenelastizität als Summe der Produktionselastizitäten aufgeführt. Wie zu sehen ist, sind nicht alle Produktionselastizitäten positiv. Während die geschätzten Produktionselastizitäten der Rohmilch und der Energie positiv sind, sind die Produktionselastizitäten der Arbeit und des Kapitals überwiegend negativ. Vergleicht man die Ergebnisse der Modelle, so kann man feststellen, dass die geschätzten Produktionselastizitäten für Rohmilch und Energie in den Modellen (ausschließlich Cobb-Douglas-Produktionsfunktion) eine ähnliche Größenordnung haben. Alle geschätzten Produktionselastizitäten sind mit niedriger Irrtumswahrscheinlichkeit gegen null gesichert. Beim Signifikanztest der Produktionselastizitäten der Rohmilch und der Energie ist die H_0 -Hypothese (die Produktionselastizitäten haben den Wert Null) sogar mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abzulehnen (vgl. Tabelle 5.3).

Tabelle 5.3: Schätzergebnisse für die Mittelwerte der Produktionselastizitäten

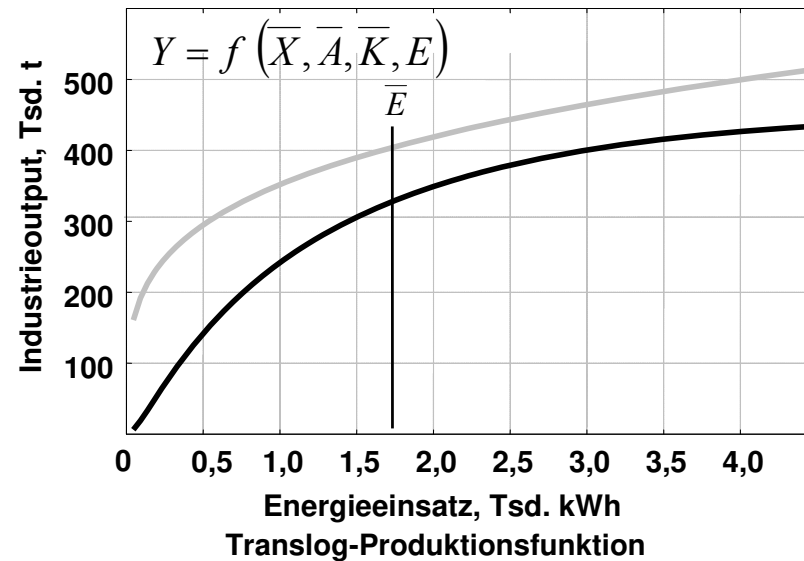
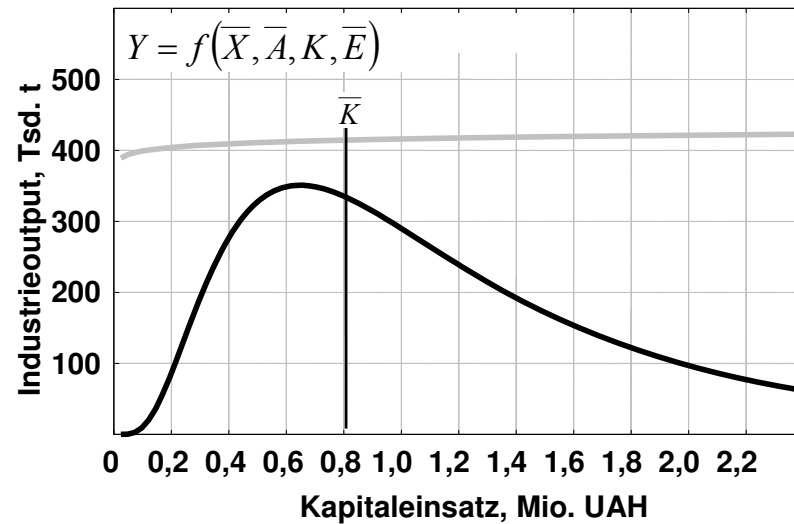
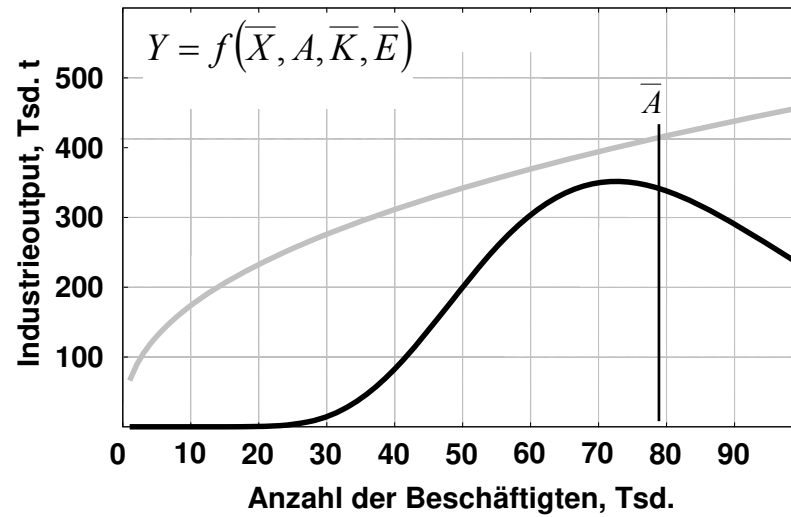
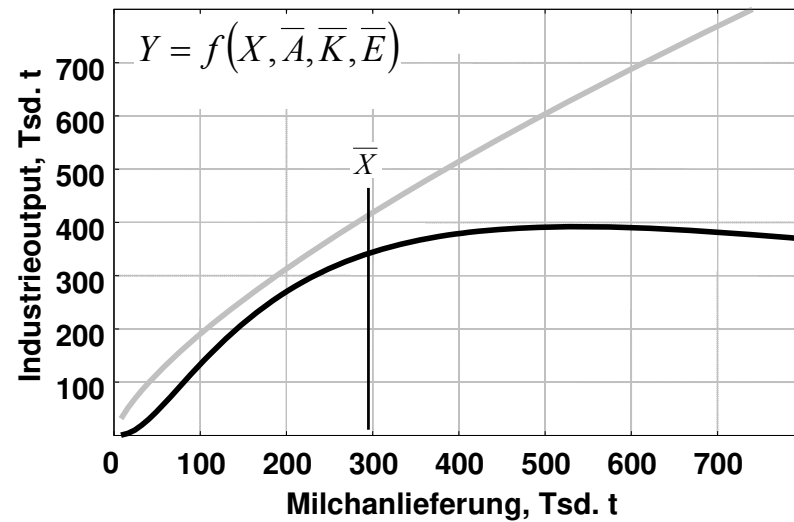
Modell		Rohmilch	Arbeit	Kapital	Energie	Summe
Modell I – NHM	Mittelwert	0,4625	-0,7149	-0,1872	0,4137	-0,0260
	Std.-Fehler	0,0523	0,2832	0,0810	0,0351	0,2811
	t-Wert	8,8492	-2,5243	-2,3105	11,7967	-0,0925
Modell II – HM	Mittelwert	0,3958	-0,6746	-0,1168	0,4553	0,0596
	Std.-Fehler	0,0448	0,2373	0,0735	0,0339	0,2705
	t-Wert	8,8304	-2,8436	-1,5880	13,4232	0,2204
Modell III – HG	Mittelwert	0,4333	-0,7960	-0,2739	0,4349	-0,2017
	Std.-Fehler	0,0474	0,2552	0,0649	0,0363	0,2834
	t-Wert	9,1429	-3,1193	-4,2221	11,9669	-0,7115
Modell IV – LHG	Mittelwert	0,5301	0,2418	-0,1841	0,4122	1,000
	Std.-Fehler	0,0463	0,0803	0,0683	0,0401	–
	t-Wert	11,4529	3,0113	-2,6938	10,2876	–
Modell V – AS	Mittelwert	0,4625	-0,7465	-0,1246	0,4061	-0,0025
	Std.-Fehler	0,0343	0,2294	0,0792	0,0257	0,2603
	t-Wert	13,4881	-3,2539	-1,5729	15,8146	-0,0095
Modell VI – SS	Mittelwert	0,4810	-0,9345	-0,1858	0,3435	-0,2958
	Std.-Fehler	0,0400	0,2796	0,0807	0,0271	0,3102
	t-Wert	12,0222	-3,3429	-2,3029	12,6864	-0,9536
Modell VII – CD	Mittelwert	0,7173	0,4213	0,0180	0,2533	1,4100
	Std.-Fehler	0,0365	0,1702	0,0544	0,0340	0,1435
	t-Wert	19,6410	2,4751	0,3312	7,4417	9,8230

Die berechneten Irrtumswahrscheinlichkeiten für die Produktionselastizitäten der Arbeit bzw. des Kapitals betragen im Modell I 1,391 % bzw. 2,418 %¹⁸².

Zur besseren Einordnung der für Modell I mit negativen Vorzeichen ermittelten Produktionselastizitäten für Arbeit und Kapital werden in Abbildung 5.1 die geschätzten partiellen Ertragskurven der vier Produktionsfaktoren dargestellt. Außer für Modell I werden zusätzlich die partiellen Ertragskurven zu Modell VII gezeigt, weil es für dieses Modell annahmegemäß keine negativen Grenzprodukte geben kann (vgl. Abbildung 5.1). Zur Analyse der durch die Translog- und Cobb-Douglas-Produktionsfunktion beschriebenen Produktionszusammenhänge sind sozusagen Schnitte durch ihren Grafen bzw. durch das Produktionsgebirge zu legen.

¹⁸² Auf der Basis der Schätzergebnisse der Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) wurden für die jeweiligen Produktionsfaktoren der Milchverarbeitungsindustrie die Produktionselastizitäten nicht nur Mittelwerte, sondern für die gesamte Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 geschätzt. Die Ergebnisse sind im Anhang in Tabellenform dargestellt (vgl. Tabelle A 5).

Abbildung 5.1: Geschätzte partielle Ertragskurven der Produktionsfaktoren



Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

Translog-Produktionsfunktion

Quelle: Eigene Darstellung.

Dabei wurden die Einsatzmengen aller Produktionsfaktoren bis auf einen als konstant betrachtet wie z.B. für Rohmilch: $Y = f(X, \bar{A}, \bar{K}, \bar{E})$. Die Fixierung des Faktoreinsatzes, die hier durch einen Querstrich über der Einsatzmenge symbolisiert wird, erfolgte auf dem Niveau der Mittelwerte der Modellvariablen. Hierbei ist zu bemerken, dass der Einsatz der Produktionsfaktoren je Monat, bei Rohmilch zwischen 92,5 und 588,2 Tsd. t, bei Arbeit zwischen 67,9 und 97,5 Tsd. Beschäftigten, bei Kapital 491,0 und 2228,7 Tsd. UAH sowie bei Energie zwischen 572,9 und 4369,8 Tsd. kWh liegt¹⁸³.

Gemäß der Schätzergebnisse der Produktionselastizitäten ist in der Abbildung 5.1 deutlich zu sehen, dass der partielle Ertrag der Produktionsfaktoren im Fall der Cobb-Douglas-Funktion nur positive partielle Grenzproduktivitäten ausweist. Während bei der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion bereits aufgrund der Funktionsform nur positive partielle Grenzproduktivitäten zu erwarten sind, ist dies bei einer Translog-Produktionsfunktion nicht notwendigerweise der Fall. Im Gegensatz zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion weisen die partiellen Ertragskurven der Produktionsfaktoren wie z.B. Arbeit und Kapital der geschätzten Translog-Produktionsfunktion zunächst steigende und dann fallende sowie negative Grenzerträge der Produktionsfaktoren auf (vgl. Abbildung 5.1).

Die Ergebnisse der Translog-Produktionsfunktion, insbesondere der negativen Grenzprodukte der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital, widersprechen aber der neoklassischen Produktionstheorie. So gibt es in der Literatur zur neoklassischen Produktionstheorie zahlreiche Beiträge, in denen die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie diskutiert wird. Hauptsächlich behandeln sie duale Konzepte zur Darstellung der Produktionstechnologie, in erster Linie um den Nachweis von Regularitätseigenschaften von Kosten- bzw. Gewinnfunktionen zu führen, deren Vorliegen eine Produktion in "unökonomischen" Bereichen bzw. negative Grenzerträge von vornherein ausschließt¹⁸⁴. Negative Grenzerträge bedeuten eine technisch ineffiziente Produktion bzw. eine vermeidbare Ressourcenverschwendung, so dass aus Sicht der neoklassischen Produktionstheorie kein Unternehmen technisch ineffiziente Produktionsmöglichkeiten wählt. KORTMANN (2002, S. 194) weist demgegenüber darauf hin, dass es in der Realität technisch ineffiziente Produktionsstrukturen geben kann¹⁸⁵.

¹⁸³ Zur deskriptiven Statistik der Modellvariablen der Produktionsfaktoren vgl. Tabelle 4.12.

¹⁸⁴ Zu der weiteren Diskussion und der geometrischen Darstellung der Isoquanten mit technisch ineffizienten Produktionsbereichen vgl. STOBBE (1991, S. 182), SCHUMANN (1992, S. 144-145), WIED-NEBBELING und SCHOTT (1998, S. 120-121), KORTMANN (2002, S. 194-195).

¹⁸⁵ Zur technisch ineffizienten Produktionsstrukturen vgl. HILDENBRAND (1981).

Eine ineffiziente Produktion, die in der Literatur als *X-Ineffizienz* bezeichnet ist, lässt sich in der vorliegenden Arbeit durch Ermittlung negativer Grenzproduktivitäten vermuten. In der Literatur zur *X-Ineffizienz* werden verschiedene Gründe für deren Auftreten genannt. Zu einem können generelle Probleme der Transformation¹⁸⁶ von der Plan- zur Marktwirtschaft (Privatisierungs- und Restrukturierungsprobleme, Zahlungsunfähigkeits- und Energieversorgungsprobleme u.a.) als Gründe angesehen werden, die einen erheblichen Einfluss auf die Produktivität nicht nur der einzelnen Unternehmen, sondern auch der Industriebranche haben können. Zum anderen kann eine ineffiziente Produktion existieren, wenn kein wesentlicher Wettbewerb auf den Beschaffungs- und Absatzmärkten als Anreiz zur Kostenminimierung existiert¹⁸⁷.

Um die Schätzergebnisse der Translog-Produktionsfunktion einzuordnen, sind einige Anmerkungen zur ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie und zur Schätzung und zur Interpretation der Schätzergebnisse von Produktionsfunktionen sowie zur Änderung der gesellschaftlichen, rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine zu geben, die unter den gegebenen Umständen eine bestimmte Auswirkung auf die Produktivität der Arbeit und des Kapitals in der ukrainischen Milchindustrie gehabt haben können.

In der neoklassischen Produktionstheorie wurden zwei verschiedene Konzepte zur ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie entwickelt. In der empirischen Forschung hat sowohl das primale als auch das duale Konzept eine breite Verwendung gefunden¹⁸⁸. Im Rahmen von Produktionsanalysen gibt es zahlreiche Beiträge, in denen die empirischen Anwendungsmöglichkeiten der beiden Konzepte diskutiert werden. Dabei geht es bei der vorwiegend dualen Beschreibung der Produktionstechnologie in erster Linie um den Nachweis von Eigenschaften von Kosten- bzw. Gewinnfunktionen, die eine Produktion in ineffizienten Bereichen der Produktionsfunktion mit negativen Grenzprodukten ausschließt.

Aufgrund statistischer Tests wurden in einer Vielzahl von Studien die Annahmen der neoklassischen Produktionstheorie überprüft. Viele Autoren wie z.B. APPELBAUM (1978) kommen zu der Schlussfolgerung, dass ihre Testergebnisse nicht mit den a-priori-Annahmen der neoklassischen Produktionstheorie vereinbar sind.

Die Testergebnisse dieser Studien widersprechen nicht den Ergebnissen der vorliegenden Arbeit und können möglicherweise sogar als Stütze angesehen werden. Hierbei ist jedoch auf die Grenzen der Vergleichbarkeit von Ergebnissen

¹⁸⁶ Zum Auftreten von *X-Ineffizienz* in der Transformation vgl. CURTISS (2002, S. 27).

¹⁸⁷ Zur Ineffizienz vgl. STOBBE (1991, S. 203-232).

¹⁸⁸ Zur ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie auf der Basis der Kostensfunktion vgl. BALL und CHAMBERS (1982), BERNDT und WOOD (1975).

der ökonomischen Analyse hinzuweisen, die sich aufgrund der verschiedenen Ansätze unterscheiden. Von vielen Autoren wie z.B. BURGESS (1975) und APPELBAUM (1978) ist betont worden, dass die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie mit Hilfe eines dualen Konzeptes nicht zum gleichen Ergebnis führen muss wie die ökonomische Analyse mit Hilfe eines primalen Konzeptes.

Bei der empirischen Anwendung und der Interpretation der Schätzergebnisse müssen sowohl die Funktionsformen, die unterschiedliche Eigenschaften besitzen, als auch die Schätzverfahren beachtet werden. So kann die ökonomische Analyse einer Produktionstechnologie durch eine Kosten- und eine Produktionsfunktion unter Verwendung der Translog-Funktion nicht ineinander überführt werden, während dies bei den Anwendung der Cobb-Douglas- und der CES-Funktionen möglich ist, weil sie aufgrund ihrer Eigenschaften selbstdual sind (vgl. z. B. CHAMBERS, 1988, S. 91f.). Werden in Studien, die auf dualen Konzepten beruhen, Ergebnisse erzielt, die den Annahmen der neoklassischen Produktionstheorie widersprechen, so können daraus i.d.R. nur schwerlich Schlussfolgerungen über die Besonderheiten der Gestalt der Produktionsfunktion hergeleitet werden.

Bei der ökonometrischen Anwendung gliedern sich die beiden Konzepte in einem direkten und indirekten Ansatz¹⁸⁹. Im Gegensatz zur Schätzung der Produktionsfunktion, die sich überwiegend auf dem direkten Ansatz basiert, wird in der empirischen Forschung bei der Schätzung der Kostenfunktion der indirekte Ansatz gewählt. Das indirekte Schätzverfahren wird verwendet, wenn die Unternehmen tatsächlich ihre Gewinne maximieren oder Kosten minimieren.

Im Gegensatz zum dualen müssen bei dem primalen Konzept nicht immer bestimmte a-priori-Annahmen wie z.B. Gewinnmaximierung getroffen werden. In der vorliegenden Arbeit wurde bei der ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie das primale Konzept gewählt und das direkte Schätzverfahren von alternativen Modellen auf der Grundlage der Translog-Produktionsfunktion unternommen. Mit der Ausnahme der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion wurde in der vorliegenden Arbeit die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf Basis der Translog-Produktionsfunktion ohne a-priori-Annahmen durchgeführt. Wird zur Analyse das indirekte Schätzverfahren ausgewählt und somit das gewinnmaximierende Verhalten a priori unterstellt, dann muss die Translog-Produktionsfunktion (5.7) zusätzlich noch um die vier Anteilsgleichungen erweitert werden, die gewinnmaximierenden Faktoreinsatz implizieren:

¹⁸⁹ Bei einem direkten Ansatz handelt sich um die Einzelgleichungsschätzung der Produktions- oder Kostenfunktion. Die simultane Schätzung der Produktions- oder Kostenfunktion zusammen mit den Anteilgleichungen wurde als indirekter Ansatz bezeichnet.

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} \ln X_j + \gamma_{iT} T \quad (5.12)$$

wobei $S_i = W_i X_i / P Y$ für $i = X, A, K, E$ Anteile der jeweiligen Produktionsfaktoren am Erlös, W_i der Preis des Produktionsfaktors und P der Outputpreis der Milchverarbeitungsindustrie sind. Die Translog-Produktionsfunktion (5.7) und die Anteilgleichungen der jeweiligen Produktionsfaktoren (5.12) bilden ein simultanes Mehrgleichungssystem¹⁹⁰. Im Vergleich zur Einzelgleichungsschätzung der Translog-Produktionsfunktion (5.7) hat das simultane Mehrgleichungssystem zur Schätzung der Produktionstechnologie sowohl Vor- als auch Nachteile. Der Vorteil liegt darin, dass die simultane Schätzung des Produktionsmodells alle verfügbaren Informationen sowohl über das Output und die Einsatzmengen der Produktionsfaktoren als auch über ihre Preise, die durch die exogenen Variablen des Modells sowie durch die endogenen Variablen der Anteilgleichung eingehen, heranzieht. Der Nachteil besteht allerdings darin, dass im Gegensatz zu der direkten Schätzung (Einzelgleichungsschätzung) bei der indirekten Schätzung (simultane Mehrgleichungsschätzung) a priori unterstellt werden muss, dass die Unternehmen sich gewinnmaximierend verhalten. Insbesondere soll beachtet werden, dass die Annahme gewinnmaximierenden Verhaltens bzw. vollständiger ökonomischer Handlungsfreiheit beim Einsatz sowohl der fixen Produktionsfaktoren wie z.B. Arbeit und Kapital als auch der variablen Produktionsfaktoren wie z.B. Rohmilch aufgrund der gesellschaftlichen, rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen des Transformationsprozess als zu restriktiv angesehen werden kann.

Die a-priori-Annahmen einer neoklassischen Produktionstheorie ist einerseits nützlich für die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie. Andererseits ist sie nicht immer realitätsnah. Die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie wie auch andere Sektoren der Volkswirtschaft befinden sich seit Anfang der 90er Jahre im Transformationsprozess von der Plan- zur Marktwirtschaft. Somit ist die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie nicht nur von den technischen Produktionsbedingungen, sondern auch von der Änderung der gesellschaftlichen, rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen im Milchwirtschaftssektor der Ukraine, wie z.B. der Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe, abhängig¹⁹¹. Im Hinblick auf die

¹⁹⁰ Zur Schätzung der Translog-Produktionsfunktion mit den Anteilgleichungen der jeweiligen Produktionsfaktoren vgl. HUMPHREY und MORONEY (1975) sowie AZZAM und PAGOULATOS (1990).

¹⁹¹ Zur den rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine vgl. Fraser Institut (2005), Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999, S. 3-4, 6-12, 48-56; 2003, S. 17-23), BANAIAN (1999, S. 150-156), BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 105-132) und Abschnitt 2.1.4.

Transformationsprozesse ist die neoklassische Produktionstheorie, die von a-priori-Annahmen über die Gewinnmaximierung und das Grenzprodukt der Produktionsfaktoren¹⁹² ausgeht, für die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie offensichtlich nicht adäquat.

Dafür sind folgende Gründe zu nennen. Die Unternehmen in der Ukraine agieren immer noch in einem Umfeld geringer ökonomischer Handlungsfreiheit. So weist BANAIAN (1999, S. 152) darauf hin, dass *"most recent work on growth places emphasis on the role of property rights and economic freedom. In this area Ukraine fares poorly"*. Nach Studien des Frazer-Instituts (2005) erreicht die Ukraine für das Jahr 2003 auf der Rangskala ökonomischer Freiheit (mit Werten von 0 bis 10, wobei 10 für vollständige ökonomische Freiheit steht) einen Indexwert von 5,5, bzw. sie nimmt den Platz 103 unter 127 untersuchten Ländern ein. Für das Jahr 1998 erreichte sie den Platz 106 unter 150 einbezogenen Ländern (vgl. BANAIAN, 1999, S. 152). Die Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999, S. 3-4, 6-12; 2003, S. 17-23) stellt fest, dass die ökonomische Handlungsfreiheit der einzelnen Unternehmen des Agrar-Industriellen Komplexes zum einem durch staatliche Eingriffe, wie z.B. Einmischung der lokalen Rayons- und Oblastverwaltungen in die Preisgestaltung auf den Bezugs- und Absatzmärkten und in die Umstrukturierung der Betriebe durch Verminderung von Stellenabbau, eingeschränkt ist¹⁹³. Zum anderen erfolgt die Einschränkung der ökonomischen Handlungsfreiheit durch die Fortsetzung der Anwendung planwirtschaftlicher Prinzipien wie z.B. Kontrolle von Preisen, Gewinnmargen und Auftragsvergabe und durch die Erhaltung der monopolistisch strukturierten Bezugs- und Absatzstrukturen des vor- und nachgelagerten Bereichs, die eine materielle Grundlage der zentralstaatlichen Planwirtschaft gebildet haben. Die Errichtung regionaler Handelsverbote für Rohmilch und andere Agrargütern und die Transportkontrolle an den Autobahnkontrollpunkten, i.d.R. an den Grenzen zwischen Regierungsbezirken (Oblasten), gehörte zum Alltag der lokalen Verwaltungsbehörden. Dies kann zur Folge haben, dass die Milchverarbeitungsunternehmen einem nur eingeschränkten Wettbewerb auf dem Markt für Rohmilch ausgesetzt sind.

Die lokalen Verwaltungsbehörden haben versucht, die Arbeitsplätze insbesondere in den Betrieben des nachgelagerten Bereiches, wie z.B. den Milchverarbeitungsbetrieben, die eine wichtige Einkommensquelle zum einen für

¹⁹² Die neoklassische Produktionstheorie geht von drei Annahmen über das Grenzprodukt der Produktionsfaktoren aus: Das Grenzprodukt (1) ist stets positiv, (2) nimmt mit steigendem Einsatz des jeweiligen Faktors ab, (3) nimmt zu, wenn von einem anderen Faktor eine größere Menge eingesetzt wird.

¹⁹³ Vgl. hierzu BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 114-115).

den Rayonshaushalt (Bezirkshaushalt) und zum anderen für Bezirksbevölkerung ist, zu sichern. Hinzu kommen allgemeine gesetzliche Privatisierungsregelungen, die in erster Linie die Entlassung von Arbeitskräften verhindert haben. Somit wurde sowohl die Umstrukturierung der Betriebe als auch eine Steigerung der Arbeitsproduktivität in den Betrieben vermindert. Hinzu kommt eine schwache Arbeitsmotivation, die durch die getroffenen Regelungen mitbedingt sein dürfte. Unter den gegebenen Umständen haben die Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie keine Möglichkeiten, einerseits ihre Produktionskosten zu senken und andererseits die betriebliche Arbeitsproduktivität zu steigern.

Ebenso sind noch weitere Gründe in Rechnung zu stellen, die durch die Energiekrise Ende der 90er Jahre in der Ukraine entstanden sind. Nach Angaben von Experten konnten weder die Kapitalanlagen noch die Beschäftigten aufgrund des häufigen Stromausfalls effizient eingesetzt werden (vgl. Abschnitt 2.1.4). Es kommt noch hinzu die Überlegung von BEHRENS und PEREN (1998, S. 66), die den Kapitaleinsatz sowohl aus einzel- und gesamtwirtschaftlicher als auch aus kurz- und langfristiger Sicht betrachten. Sie führen eine interessante Diskussion, die im vorliegenden Fall als eine Erklärung für die Veräußerung von Anlagevermögen sein kann. BEHRENS und PEREN (1998, S. 66) weisen darauf hin, *"selbst wenn es aus einzelwirtschaftlicher Sicht einen gut funktionierenden Markt für die Güter des Anlagevermögens gibt, der es erlaubt, jederzeit solche Güter zu veräußern und zu erwerben, sind gesamtwirtschaftlich diese Möglichkeiten sehr eingeschränkt, da ein vorhandener Bestand, von Verschrottung und kurzfristig möglichen Zukäufen aus dem Ausland bzw. Verkäufen an das Ausland einmal abgesehen, nur den Besitzer wechseln, nicht aber verschwinden kann"*¹⁹⁴.

Ein weiterer, spezieller Grund liegt in der schwachen Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsbetriebe¹⁹⁵, die einen bestimmten Einfluss auf die Wirtschaftlichkeit und die Entlohnung von fixen Produktionsfaktoren haben können. Aus Rohstoffmangel an Rohmilch ist die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie unterausgelastet. Die durchschnittliche Jahreskapazitätsauslastung lag im Untersuchungszeitraum zwischen 1996 und 2003 bei weniger als 20 % und im Jahr 1997 sogar bei weniger als 10%. Nach Berechnung von BAKER und PROTCHENKO (1999, S. 123) *"fallen Verluste bei einer Kapazitätsauslastung von unter 30 % an"*.

Die Schätzergebnisse der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) weisen darauf hin, dass die negative Produktionselastizität für Arbeit bzw. der technisch ineffiziente Einsatz des Faktors Arbeit zumindest

¹⁹⁴ Zur eingeschränkten Wahl des Faktoreinsatzes vgl. BEHRENS und PEREN (1998, S. 66-67).

¹⁹⁵ Zur Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie vgl. Abschnitt 2.5.6.

mit der massiven Unterauslastung der Produktionskapazitäten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie, die durch geringen Rohmilcheinsatz bedingt ist, in Verbindung gebracht werden kann. Die Gleichung der partiellen Produktionselastizität der Arbeit (5.9) zeigt, dass mit steigendem Einsatz der Rohmilch X die Produktionselastizität der Arbeit η_A steigen wird, da der geschätzte Parameter α_{XA} positiv und mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,8 % statistisch signifikant von null verschieden ist. Eine entsprechende Schlussfolgerung kann für den Faktor Kapital nicht ohne weiteres gezogen werden, da – wie Gleichung 5.10 zeigt – die Produktionselastizität des Kapitals η_K auch bei einer Erhöhung des Rohstoffeinsatzes X negativ bleiben würde. Allerdings ist der entsprechende (negative) Parameter des Kapitals in Bezug auf den Rohmilcheinsatz (α_{XK}) statistisch nicht signifikant von null verschieden.

Schließlich ist darauf hinzuweisen, dass die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie in der Milchverarbeitungsindustrie aufgrund aggregierter Industriedaten durchgeführt worden ist und somit für die Milchverarbeitungsbranche der Ukraine im Aggregat gelten. Diese Ergebnisse stehen somit nicht im Widerspruch zu der Vermutung, dass die Produktionselastizitäten für Arbeit und Kapital bei einzelnen Milchverarbeitungsbetrieben durchaus positiv sein können. Hierbei sind die Hinweise von SHUMWAY (1995, S. 181) und BALL und CHAMBERS (1982, S. 708) relevant. Die neoklassische Produktionstheorie ist für einzelne Unternehmen entwickelt worden. Deswegen sind die Ergebnisse der vorliegenden Studie mit Vorsicht zu interpretieren. BALL und CHAMBERS (1982, S. 708) weisen darauf hin, dass, um endgültige Schlussfolgerungen über die Produktionstechnologie ziehen zu können, eine ökonomische Analyse auf Basis von Querschnitts- bzw. Paneldaten der einzelnen Milchverarbeitungsbetriebe durchgeführt werden sollte. Damit kann vermutet werden, dass weitergehende Schlussfolgerungen über die Produktionselastizitäten der Produktionsfaktoren in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie gezogen werden könnten, wenn eine ökonometrische Querschnitts- bzw. Panelanalyse der Produktionsfunktion auf der Basis einzelbetrieblicher Molkereidaten durchgeführt werden könnte.

5.3.2 *Technischer Fortschritt*

Im Rahmen der ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie wurde in der vorliegenden Arbeit versucht, den Einfluss des technischen Fortschritts in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie zu erfassen. Um den technischen Fortschritt zu berücksichtigen, ist in der Produktionsfunktion eine unabhängige Zeitvariable T aufgenommen worden. Im Gegensatz zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Modell VII – CD) lassen sich in den alternativen Modellen der Translog-Produktionsfunktion unterschiedliche Arten des technischen Fortschritts wiedergeben. So geht die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Modell VII – CD) aufgrund ihrer Funktionsform von Hicks-neutralem technischem Fortschritt

aus und der geschätzte Parameter γ_T ist als Rate des Hicks-neutralen technischen Fortschritts zu interpretieren. Der technische Fortschritt der übrigen Modelle ist Funktion mehrerer Parameter der quadratischen und gemischten Terme der Translog-Produktionsfunktion zwischen den Produktionsfaktoren und den Trendvariablen. Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (5.7) nach der Zeitvariablen T kann die Rate des technischen Fortschritts für die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) wie folgt berechnet werden:

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial T} = 0,2713 - 0,0001 \cdot T + 0,0022 \cdot \ln X - 0,0073 \cdot \ln A - 0,0257 \cdot \ln K - 0,003 \cdot \ln E. \quad (5.13)$$

Zur Darstellung des Signifikanzniveaus der geschätzten durchschnittlichen Rate des technischen Fortschritts wurde die Methodik von GREENE (1993, S. 210) angewandt. Setzt man die geschätzten Parameter, die mit der Trendvariablen verbunden sind, und die Mittelwerte von $\ln X$, $\ln A$, $\ln K$, $\ln E$ und T in Gleichung 5.13 ein, so kann die mittlere Rate des technischen Fortschritts berechnet werden. Neben den monatlichen Raten des technischen Fortschritts sind in der Tabelle 5.4 auch die zugehörigen Standardfehler und die t -Werte aufgeführt. Die geschätzte Rate des technischen Fortschritts beträgt für die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion -0,24 % pro Monat (vgl. Tabelle 5.4). Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine Rate für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie im Zeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003 von durchschnittlich -2,9 % pro Jahr. Die geschätzte Jahresrate des Hicks-neutralen technischen Fortschritts beträgt durchschnittlich ca. 2,8 % für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion.

Tabelle 5.4: Schätzergebnisse zur Rate des technischen Fortschritts pro Monat

Modell	Mittelwert	Std.-Fehler	t-Wert
Modell I – NHM	-0,0024	0,0012	-2,0524
Modell II – HM	-0,0014	0,0011	-1,2542
Modell III – HG	-0,0039	0,0010	-3,8824
Modell IV – LHG	-0,0003	0,0006	-0,4697
Modell V – AS	-0,0015	0,0012	-1,3199
Modell VI – SS	-0,0026	0,0013	-2,0260
Modell VII – CD	0,0023	0,0007	3,5063

Die geschätzte durchschnittliche Rate des technischen Fortschritts ist für die übrigen Modell-Spezifikationen negativ und beträgt im Untersuchungszeitraum je nach Spezifikation von -0,4 % bis -4,6 % pro Jahr. Obwohl eine negative Rate des technischen Fortschritts auf den ersten Blick ökonomisch unplausibel erscheint, ist die Ermittlung eines technischen Regresses in der empirischen Forschung tatsächlich keine Seltenheit. Zum Beispiel stellte TERRELL (1993) für den Zeitraum 1962-1979 in der polnischen Ernährungsindustrie

sowie BRÜMMER, GLAUBEN und THIJSEN (2002) für den Zeitraum 1991-1994 für polnische Milcherzeugerbetriebe eine negative Rate des technischen Fortschritts fest. WHITESELL (1985) hat für ausgewählte Industriezweige der Sowjetunion von 1950 bis 1974 eine negative Hicks-neutrale technische Fortschrittsrate ermittelt. BALL und CHAMBERS (1982) haben in einer ökonomischen Analyse der Technologie in der amerikanischen Fleischindustrie eine negative Rate des technischen Fortschritts in den Jahren 1970-1976 festgestellt. Die Autoren erklären dieses Ergebnis mit den ökonomischen Auswirkungen zunehmender Skalenerträge, nichtneutraler technischen Änderungen und Überkapazitäten (vgl. BALL und CHAMBERS, 1982, S. 706). Sie weisen allerdings auch auf die grundsätzliche Schwierigkeit hin, bei einer ökonometrischen Schätzung auf der Basis aggregierter Zeitreihendaten Skaleneffekte von der Wirkung des technischen Wandels zu unterscheiden.

Im vorliegenden Fall, d. h. im ersten Teil der Beobachtungsperiode¹⁹⁶, hat sich möglicherweise der in dieser Periode noch anhaltende Transformationsprozess im Molkereisektors dergestalt ausgewirkt, dass produktionstechnisches Wissen verloren gegangen ist oder nicht wie bisher zum Einsatz kam. Eine andere Interpretation besteht darin, dass sich in dieser Periode der Grad der technischen Effizienz vermindert hat. Allerdings kann ein solcher Effekt im vorliegenden Modell nicht berücksichtigt werden. Deshalb ist nicht auszuschließen, dass sich die Auswirkungen eines solchen möglichen Effektes in einer negativen Rate des technischen Wandels niedergeschlagen haben. Die negative Rate des technischen Fortschritts in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums kann schließlich nach dieser Interpretation auch durch die Energiekrise Ende der 90er Jahre in der Ukraine bzw. durch den häufigen Stromausfall mitverursacht worden sein (vg. Abschnitt 2.1.4).

Hierbei ist jedoch zu bemerken, dass im Gegensatz zur ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums, wo ein technischer Regress resultiert, in der zweiten Hälfte ein technischer Fortschritt zu beobachten ist 197. Eine negative Rate des technischen Fortschritts in den ersten vier Jahren des Untersuchungszeitraums (1996 bis 2000) kann mit der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen, wie z.B. die Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe, die Ende nur der 90er Jahre abgeschlossen worden ist,

¹⁹⁶ Die Schätzergebnisse der Rate des technischen Fortschritts sind auf der Basis der Schätzergebnisse der Modelle I für die gesamte Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 in der Tabelle A 5 im Anhang dargestellt.

¹⁹⁷ Die auf diese Weise geschätzte Rate des technischen Fortschritts ist auf der Basis der Schätzergebnisse der Translog-Produktionsfunktion (Modells I – NHM) für die gesamte Untersuchungsperiode von Januar 1996 bis Dezember 2003 in Tabelle A 5 im Anhang dargestellt. Im Gegensatz zur ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums, wo ein technischer Regress resultiert, ist in der zweiten Hälfte ein technischer Fortschritt zu beobachten.

in Verbindung gebracht werden. Die wirtschaftspolitische Lage hat sich stabilisiert, was einen positiven Einfluss auf die Industrieentwicklung in der Ukraine hatte. Für den Zeitraum von 2000 bis 2003 ist im Molkereisektor eine Rate des technischen Fortschritts zwischen 0,1 % und 0,4 % pro Monat zu beobachten. Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine durchschnittliche Jahresrate von zwischen 1,2 % und 4,9 % für diesen Zeitraum.

Im Rahmen der Schätzung einer Translog-Produktionsfunktion besteht darüber hinaus die Möglichkeit, die Hypothese des Vorliegens von Hicks-neutralen technischen Fortschritt zu überprüfen. Hier sind in der Literatur verschiedene Vorgehensweisen gewählt worden. In Anlehnung an KIM (1992), AIVAZIAN et al. (1987) und MOUNTAIN (1986) wurde eine H_0 -Hypothese für (Hicks-) neutralen technischen Fortschritt ($H_0: \gamma_{iT} = 0 \forall i$, mit der Gegenhypothese $H_1: \gamma_{iT} \neq 0 \forall i$) aufgestellt und getestet. Der Wert der F-Statistik beläuft sich für das Modell I auf 10,35. Bei alternativen Signifikanzniveaus von 5 % bzw. 1 % machen die kritischen F-Werte für das Modell I $F(5,60)^{198}$ 2,37 bzw. 3,34 aus. Damit kann die H_0 -Hypothese bei den gegebenen Daten nicht aufrechterhalten werden. Sie ist sogar bei einem Signifikanzniveau von weniger als 1 % abzulehnen.

Die oben formulierte H_0 -Hypothese für (Hicks-) neutrale technische Fortschritt legt allerdings unnötig starke Restriktionen auf die Parameter γ_{iT} . Eine andere, in der Literatur übliche Vorgehensweise zur Überprüfung der Neutralitätshypothese, die sich stärker an dem von HICKS formulierten formalen Neutralitätskriterium orientiert, kommt mit schwächeren Parameterrestriktionen aus. Allerdings ist der Test aufwendiger, da er paarweise für jeweils zwei Faktoren durchgeführt werden muss. So kann der Test auf (Hicks-) neutralen technischen Fortschritt als ein Test auf Separabilität der Produktionsfunktion im Bezug auf die Zeitvariable aufgefasst werden¹⁹⁹. In Anlehnung an HUMPHREY und MORONEY (1975) kann die Grenzrate der technischen Substitution zwischen den Produktionsfaktoren X_i und X_j allgemein wie folgt geschrieben werden:

$$R_{ij} = \frac{\partial Y / \partial X_i}{\partial Y / \partial X_j} = \frac{f_i}{f_j} \quad (5.14)$$

Wenn der Ausdruck in (5.14) differenzierbar bezüglich T ist, so resultiert daraus folgende Bedingung für funktionale Separabilität der Produktionsfaktoren X_i und X_j in Bezug auf die Zeitvariable T :

¹⁹⁸ Da die meisten Tabellen der F -Verteilung keine Werte für 64 Freiheitsgrade ausweisen, wurden die kritischen Werte für 60 Freiheitsgrade gewählt (vgl. GREENE, 1993, S.734-737).

¹⁹⁹ Zum Test auf Hicks-neutralen technischen Fortschritt und ihrer Ergebnisse vgl. PEREKHOZHUK und GRINGS (2006).

$$f_j f_{iT} - f_i f_{jT} = 0 \quad (5.15)$$

Durch Ableitung der Grenzprodukte aus (5.3) und Einsetzen in (5.14) erhält man die mathematische Bedingung für funktionale Separabilität der Translog-Produktionsfunktion in T (vgl. HUMPHREY und MORONEY, 1975):

$$\eta_j \gamma_{iT} - \eta_i \gamma_{jT} = 0 \quad (5.16)$$

Aus Gleichung (5.16) folgt: Wenn die mit den Produktionselastizitäten η_j und η_i gewichtete Differenz zwischen den Parametern γ_{iT} und γ_{jT} gleich null ist, dann ist die Grenzrate der technischen Substitution zwischen den Produktionsfaktoren X_i und X_j unabhängig vom Zeittrend T , was dem Konzept des (Hicks-) neutralen technischen Fortschritts entspricht. Wenn die Differenz nicht gleich Null ist, so ist der technische Fortschritt nichtneutral. Die Formulierung dieser Hypothese ist insbesondere deshalb interessant, weil durch die Formulierung der entsprechenden Gegenhypothese die Art des technischen Fortschritts bezüglich einer Veränderung der Faktorintensität bestimmt werden kann.

Durch Einsetzen der geschätzten Parameter γ_{iT} (Tabelle 5.1) und der Produktionselastizitäten η_i (Tabelle 5.2) in Gleichung (5.16) kann die Hypothese bezüglich der Art des technischen Fortschritts im allgemeinen wie folgt formuliert werden: Der technische Fortschritt ist X_i -sparend (oder X_j -nutzend), wenn

$$\eta_j \gamma_{iT} < \eta_i \gamma_{jT}. \quad (5.17)$$

Entsprechend der Anzahl der berücksichtigten Produktionsfaktoren (Rohmilch, Arbeit, Kapital und Energie) wurden sechs Teilhypothesen zur Überprüfung der Hypothese Hicks-neutralen technischen Fortschritts formuliert und getestet²⁰⁰.

²⁰⁰ Dabei wurde bei GREENE (1993, S. 210) beschriebenen Testverfahren angewandt. Die Produktionselastizitäten wurden unter Verwendung der Mittelwerte der Variablen berechnet.

Tabelle 5.5: Überprüfung der Hypothese Hicks-neutralen technischen Fortschritts

	Teilhypothese (H_0)	Gegenhypothese (H_1)	Differenz	Std.-Fehler	t-Wert	p-Wert
1	$\bar{\eta}_A \gamma_{XT} - \bar{\eta}_X \gamma_{AT} = 0$	$\bar{\eta}_A \gamma_{XT} \neq \bar{\eta}_X \gamma_{AT}$ Arbeitssparend im Vergleich zu Rohmilch	0,00184	0,01338	0,13788	0,89077
2	$\bar{\eta}_K \gamma_{XT} - \bar{\eta}_X \gamma_{KT} = 0$	$\bar{\eta}_K \gamma_{XT} \neq \bar{\eta}_X \gamma_{KT}$ Kapitalsparend im Vergleich zu Rohmilch	0,01150	0,00394	2,91801	0,00486
3	$\bar{\eta}_E \gamma_{XT} - \bar{\eta}_X \gamma_{ET} = 0$	$\bar{\eta}_E \gamma_{XT} \neq \bar{\eta}_X \gamma_{ET}$ Energiesparend im Vergleich zu Rohmilch	0,00227	0,00350	0,64855	0,51895
4	$\bar{\eta}_K \gamma_{AT} - \bar{\eta}_A \gamma_{KT} = 0$	$\bar{\eta}_K \gamma_{AT} \neq \bar{\eta}_A \gamma_{KT}$ Arbeitssparend im Vergleich zu Kapital	-0,01706	0,01024	-1,66675	0,10045
5	$\bar{\eta}_E \gamma_{AT} - \bar{\eta}_A \gamma_{ET} = 0$	$\bar{\eta}_E \gamma_{AT} \neq \bar{\eta}_A \gamma_{ET}$ Arbeitssparend im Vergleich zu Energie	-0,00516	0,01279	-0,40338	0,68801
6	$\bar{\eta}_E \gamma_{KT} - \bar{\eta}_K \gamma_{ET} = 0$	$\bar{\eta}_E \gamma_{KT} \neq \bar{\eta}_K \gamma_{ET}$ Kapitalsparend im Vergleich zu Energie	-0,01118	0,00385	-2,90452	0,00504

Anm.: $\bar{\eta}_i$ - bezeichnet die unter Verwendung der Variablen-Mittelwerte errechneten Produktionselastizitäten.

Die zu prüfenden Hypothesen und die zugehörigen Testergebnisse sind in Tabelle 5.5 zusammengefasst²⁰¹. Die Überprüfung der Teilhypothesen liefert folgende Testergebnisse. Die H_0 -Hypothese der ersten Teilhypothese kann aufgrund der hohen Irrtumswahrscheinlichkeit (89 %) nicht abgelehnt werden. Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,5 % wird die H_0 -Hypothese der zweiten Teilhypothese zugunsten der alternativen H_1 -Hypothese abgelehnt. Die H_0 -Hypothesen der Teilhypothese 3, 4 und 5 können aufgrund der hohen Irrtumswahrscheinlichkeiten nicht abgelehnt werden. Die H_0 -Hypothese der Teilhypothese 6 wird bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,5 % zugunsten der Gegenhypothese abgelehnt.

Zusammenfassend lässt sich folgende Schlussfolgerung formulieren. Die Hypothese Hicks-neutralen technischen Fortschritts kann nur bei der Betrachtung von Teilhypothesen, in die die Kapitalvariable einbezogen ist, abgelehnt werden. Deswegen soll die Einbindung der Kapitalvariable in die Schätzung der

²⁰¹ Die t -Werte bzw. die Irrtumswahrscheinlichkeit (p -Wert) sind für zweiseitige Tests berechnet worden.

Produktionsfunktion eher skeptisch betrachtet sowie die Ablehnung der Hypothese über den Hicks-neutralen technischen Fortschritt mit Vorsicht interpretiert werden.

5.3.3 *Geschätzte Substitutionselastizitäten*

Bei der Interpretation der Schätzergebnisse muss im Hinblick auf die Substitutionselastizitäten beachtet werden, welche Produktionsfaktoren als fix und welche als variabel anzusehen sind. Dies hängt von der Länge der Zeitperiodizität und des Untersuchungsraums ab. In der vorliegenden Analyse wurden Monatsdaten über den Untersuchungszeitraum von acht Jahren verwendet, so dass aus zeitlicher Sicht Produktionsfaktoren wie z.B. Rohmilch und Energie zu den variablen Produktionsfaktoren gehören. Je länger der Untersuchungszeitraum ist, desto weniger fixe Produktionsfaktoren existieren, bis schließlich alle Produktionsfaktoren, u.a. auch Arbeit und Kapital variabel sind. Während die Arbeit und das Kapital kurzfristig schwer substituierbar sind, können diese Produktionsfaktoren langfristig substituiert werden.

Im Gegensatz zu vielen empirischen Studien zur Analyse der Substitutionselastizität zwischen den Produktionsfaktoren, die überwiegend mit Hilfe der Translog-Kostenfunktion²⁰² (duales Konzept) ermittelt worden sind, wurde in der vorliegenden Arbeit das primale Konzept verwendet und die Produktionstechnologie auch im Hinblick auf die Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion analysiert. Die Tabelle 5.6 gibt die geschätzten Allenschen partiellen Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren Rohmilch, Arbeit, Kapital und Energie wieder.

²⁰² Zur Schätzung von Substitutionselastizitäten mit Hilfe einer Kostenfunktion vgl. BERNDT und WOOD (1975), BERNDT und KHALED (1979), BALL und CHAMBERS (1988), BERNDT (1996, S. 469-476).

Tabelle 5.6: Geschätzte Substitutionselastizitäten

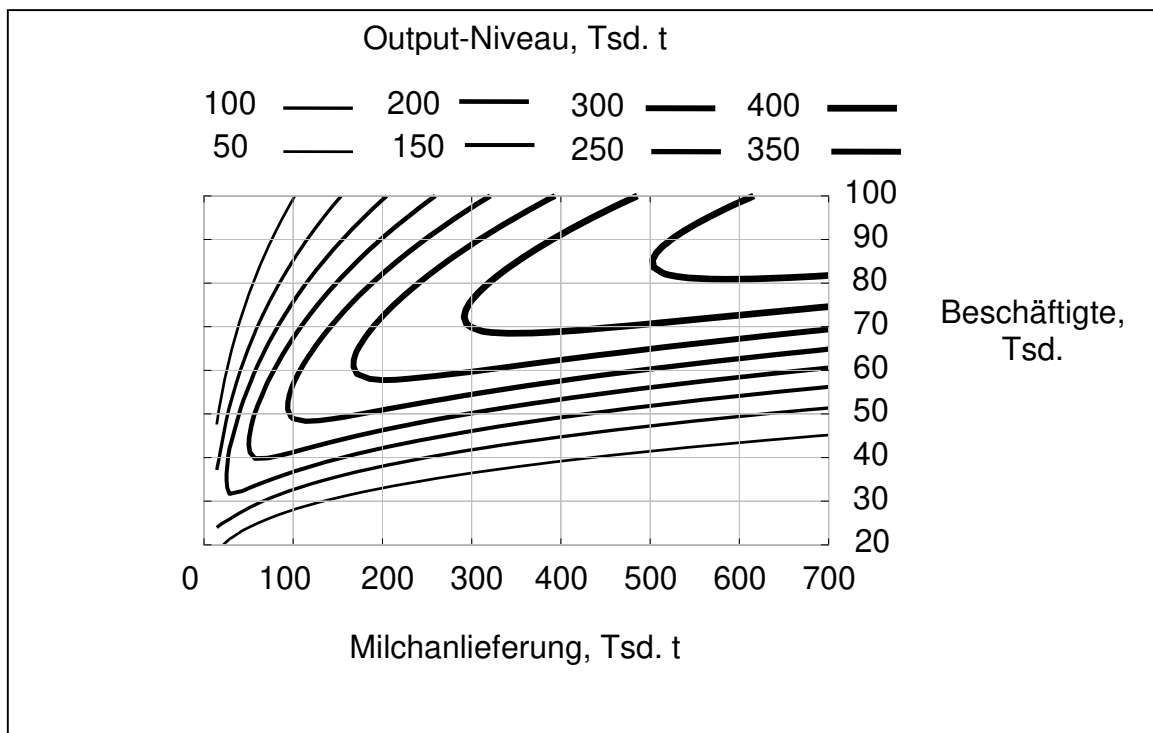
	Modell I – NHM	Modell II – HM	Modell III – HG	Modell V – AS	Modell VI – SS	Modell VII – CD
σ_{XX}	1,502E-01	1,266E-09	1,404E-24	2,871E-03	1,615E+00	-9,656E-01
σ_{AA}	2,888E-02	6,377E-11	-3,079E-12	3,124E-04	6,834E-01	-2,347E+00
σ_{KK}	2,669E-02	5,575E-11	-3,686E-11	1,417E-03	-5,922E-01	-7,720E+01
σ_{EE}	1,675E-02	1,601E-09	2,073E-09	3,876E-03	1,861E+00	-4,566E+00
σ_{XA}	6,415E-02	2,005E-10	7,170E-11	2,173E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{XK}	4,434E-02	-7,104E-11	4,547E-12	1,537E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{XE}	-3,695E-02	1,457E-24	1,754E-24	-2,823E-03	1,000E+00	1,000E+00
σ_{AK}	1,924E-02	-5,196E-11	1,600E-11	-1,750E-05	1,000E+00	1,000E+00
σ_{AE}	-1,310E-02	2,285E-25	7,875E-26	3,215E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{KE}	-4,253E-03	-7,893E-11	3,095E-11	2,274E-04	1,000E+00	1,000E+00

Dabei wurden die Allenschen partiellen Substitutionselastizitäten für alle Spezialfälle der Produktionsfunktionen, die mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion formuliert worden sind, geschätzt. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) zeigen, dass es eine gleich große Anzahl schwacher Substitutionsbeziehungen wie Komplementaritätsbeziehungen zwischen den Produktionsfaktoren in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie gibt (vgl. Tabelle 5.6). Eine substitutionale Beziehung ist zwischen den Produktionsfaktoren Rohmilch und Arbeit, Rohmilch und Kapital sowie Arbeit und Kapital zu beobachten, während sich zwischen Rohmilch und Energie, Arbeit und Energie sowie Kapital und Energie eine komplementäre Beziehung ergibt. Die Substitutionselastizitäten der Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM), die sich auf den Rohmilchansatz beziehen, lassen sich ökonomisch wie folgt interpretieren. Eine Erhöhung des Rohmilcheinsatzes würde zu einer energieintensiveren Produktionsweise führen, der Einsatz von Arbeit und Kapital würde aber nicht steigen. Erwartungsgemäß zeigen diese Substitutionselastizitäten technologisch bedingt nur eine sehr geringe Substitutionsmöglichkeit von Rohmilch gegen andere Produktionsfaktoren an. Die generell geringen Substitutionsmöglichkeiten zwischen allen Faktoren sind darüber hinaus vermutlich auch auf die Verwendung von Monatsdaten bei der Schätzung zurückzuführen.

Aus Sicht der neoklassischen Produktionstheorie ist zu erwarten, dass die Eigensubstitutionselastizitäten negativ sind. Dies ist insbesondere deshalb zu erwarten, weil die Allenschen Substitutionselastizitäten bei kostenminimierendem Verhalten jeweils als Quotient einer kompensierten Preiselastizität der Faktornachfrage und einem Kostenanteil dargestellt werden können und die kompensierte Eigenpreiselastizität nicht positiv ist. In unserem Fall sind die Eigensubstitutionselastizitäten aber positiv, und dies scheint auf ersten Blick ein ökonomisch unplausibles Ergebnis zu sein (vgl. Tabelle 5.6).

Es ist jedoch zu beachten, dass erstens die Translog-Produktionsfunktion nicht selbstdual ist, so dass die kompensierten Nachfragefunktionen nicht zum Vergleich herangezogen werden können. Zweitens weichen die Ergebnisse der Schätzung der Translog-Produktionsfunktion von der neoklassischen Produktionstheorie ab. So können die positiven Eigensubstitutionselastizitäten in Verbindung mit den negativen Produktionselastizitäten der Faktoren Arbeit und Kapital gebracht werden. Wie Gleichung (5.5) zur Ermittlung der Allensche Substitutionselastizität zeigt, geht in die Berechnung u. a. die Summe der Produktionsfaktoren X_i , die mit ihrer Grenzproduktivität gewichtet sind, ein ($\sum f_i X_i$). Da die Grenzproduktivitäten der Arbeit und des Kapitals negativ sind und ihr Gewicht relativ groß ist, ist die Summe negativ, so dass die Eigensubstitutionselastizitäten positiv sind. Die geschätzten Eigensubstitutionselastizitäten der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Modell VII – CD), die zur Klasse der neoklassischen Produktionsfunktionen gehört und selbstdual ist, weisen wie zu erwarten die "richtigen" Vorzeichen auf. Dabei ist deutlich zu sehen, dass die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion recht starre Restriktionen für den Faktoreinsatz setzt, da sie von einer Substitutionselastizität zwischen den Faktoren von Eins ausgeht.

Außerdem lässt die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion bereits aufgrund der Funktionsform nur Isoquanten mit durchgehend negativer Steigung zu. Dadurch schließt sie technisch ineffiziente Produktion von vornherein aus. Tatsächlich gibt es aber, wie die folgende Abbildung zeigt, in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie technisch ineffiziente Produktionsstrukturen. Abbildung 5.2 zeigt, dass die zugehörigen Isoquanten der Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) zurückgekrümmt sind. In den zurückgekrümmten Abschnitten der Isoquanten ist die Produktion technisch ineffizient. Um technisch effizient zu produzieren, müssten die Milchverarbeitungsunternehmen sich bemühen, ein Faktorbündel von Rohmilch (Rohmilchanlieferung) und Arbeit (Anzahl der Beschäftigten) nur im fallenden Bereich der Isoquanten zu wählen. Die grafische Darstellung der Isoquanten weist darauf hin, dass es eine sehr komplizierte Aufgabe ist, die vor den Milchverarbeitungsunternehmen steht, technisch effiziente Faktorkombinationen zu wählen. Die Gründe hierfür, die vor allem in den institutionellen Rahmenbedingungen, unter denen die Unternehmen arbeiten, zu suchen sind, sind im Abschnitt 5.3.1 erörtert worden.

Abbildung 5.2: Geschätzte Isoquanten der Translog-Produktionsfunktion

Quelle: Eigene Darstellung

Es ist deutlich zu sehen, dass bei 80 Tsd. Beschäftigten nur mit einem Output-niveau der Milchverarbeitungsindustrie mindestens von 500 Tsd. t technisch effizient produziert werden kann. Dazu braucht man allerdings knapp 400 Tsd. t Rohmilch, die in der Ukraine nur in einer begrenzten Menge vorhanden ist. Im Fall eines niedrigen Outputniveaus, z.B. von 400 Tsd. t, müsste die Milchverarbeitungsindustrie nach Abbildung 5.2 die Anzahl der Beschäftigten um mehr als 10 Tsd. Arbeitskräfte reduzieren, um den technisch effizienten Bereich zu erreichen.

Im Gegensatz zur Schätzung von Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren mit Hilfe einer Kostenfunktion ist die Berechnung der statistischen Signifikanz der auf der Basis des primalen Konzepts geschätzten Substitutionselastizitäten mit enormen Schwierigkeiten verbunden, da die Substitutionselastizitäten, wie Gleichung (5.6) zeigt, hochgradig nicht-lineare Ausdrücke darstellen. Allerdings kann ein Test auf die *relative* Komplementarität bzw. Substitution zwischen zwei Produktionsfaktoren als Test auf Separabilität dieser Produktionsfaktoren in Bezug auf einen dritten Faktor durchgeführt werden²⁰³. In Anlehnung an BERNDT und CHRISTENSEN (1973) sowie HUMPHREY und MORONEY (1975) kann z.B. ein Test auf gleiche Substitutionselastizitäten

²⁰³ Zum Test auf Separabilität vgl. BERNDT und CHRISTENSEN (1973) sowie HUMPHREY und MORONEY (1975).

zwischen Rohmilch und Kapital einerseits und zwischen Arbeit und Kapital andererseits ($\sigma_{XK} = \sigma_{AK}$) wie folgt formuliert werden:

$$\eta_A \gamma_{XK} = \eta_X \gamma_{AK}, \quad (5.18)$$

wobei die Gegenhypothese

$$\eta_A \gamma_{XK} - \eta_X \gamma_{AK} \neq 0 \quad (5.19)$$

lautet. In der vorliegenden Untersuchung zur Überprüfung der Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren wurden zwölf Teilhypothesen formuliert und getestet. Die formulierten Teilhypothesen und die Testergebnisse sind in Tabelle 5.7 zusammengefasst.

Tabelle 5.7: Testergebnisse zur Hypothese relativer Komplementarität

Nº	Teilhypothese (H ₀)	Alternative Hypothese (H ₁)	Differenz	Std.-Fehler	t-Wert	p-Wert
1	$\sigma_{XE} = \sigma_{AE}$	$\eta_A \gamma_{XE} - \eta_X \gamma_{AE} \neq 0$	0,6475	0,4416	1,4663	0,1475
2	$\sigma_{XE} = \sigma_{KE}$	$\eta_K \gamma_{XE} - \eta_X \gamma_{KE} \neq 0$	-0,1467	0,2267	-0,6469	0,5200
3	$\sigma_{AE} = \sigma_{KE}$	$\eta_K \gamma_{AE} - \eta_A \gamma_{KE} \neq 0$	0,4883	0,4060	1,2029	0,2334
4	$\sigma_{XK} = \sigma_{AK}$	$\eta_A \gamma_{XK} - \eta_X \gamma_{AK} \neq 0$	-0,7588	1,2669	-0,5989	0,5513
5	$\sigma_{XK} = \sigma_{KE}$	$\eta_E \gamma_{XK} - \eta_X \gamma_{KE} \neq 0$	-0,0996	0,3841	-0,2594	0,7961
6	$\sigma_{AK} = \sigma_{KE}$	$\eta_E \gamma_{AK} - \eta_A \gamma_{KE} \neq 0$	0,8315	0,9854	0,8439	0,4019
7	$\sigma_{XA} = \sigma_{AE}$	$\eta_E \gamma_{XA} - \eta_X \gamma_{AE} \neq 0$	2,0515	0,8742	2,3468	0,0220
8	$\sigma_{XA} = \sigma_{AK}$	$\eta_K \gamma_{XA} - \eta_X \gamma_{AK} \neq 0$	-1,3120	1,0522	-1,2470	0,2170
9	$\sigma_{AE} = \sigma_{AK}$	$\eta_K \gamma_{AE} - \eta_E \gamma_{AK} \neq 0$	-0,3432	1,1371	-0,3018	0,7638
10	$\sigma_{AX} = \sigma_{XK}$	$\eta_K \gamma_{XA} - \eta_A \gamma_{XK} \neq 0$	-0,5533	0,4448	-1,2438	0,2181
11	$\sigma_{XA} = \sigma_{XE}$	$\eta_E \gamma_{XA} - \eta_A \gamma_{XE} \neq 0$	1,4041	0,5478	2,5632	0,0127
12	$\sigma_{XK} = \sigma_{XE}$	$\eta_E \gamma_{XK} - \eta_K \gamma_{XE} \neq 0$	0,0470	0,1725	0,2727	0,7860

Die Testergebnisse deuten darauf hin, dass von den zwölf Teilhypothesen die beiden H₀-Hypothesen $\sigma_{XA} = \sigma_{AE}$ und $\sigma_{XA} = \sigma_{XE}$ (Teilhypothesen 7 und 11) abgelehnt werden müssen. Dabei ist zu bemerken, dass die t-Werte bzw. die Irrtumswahrscheinlichkeiten (p-Werte) für zweiseitige Tests berechnet worden sind (vgl. Tabelle 5.7). Die Testergebnisse in Verbindung mit dem Vorzeichen in der Spalte "Differenz" zeigen, dass sich die Substitutionselastizitäten zwischen Arbeit und Energie (Teilhypothese 7) sowie zwischen Rohmilch und Energie (Teilhypothese 11) so stark von der Substitutionselastizität zwischen Arbeit und Rohmilch unterscheiden, dass die Hypothese gleicher Elastizitäten abgelehnt werden muss. Vergleich man die Testergebnisse mit den Ergebnissen der Tabelle 5.6, kommt man zur gleichen Schlussfolgerung. Für alle andere Faktorkombination kann die Hypothese gleicher Substitutionselastizitäten nicht abgelehnt werden.

5.4 Schlussfolgerungen zur Produktionsfunktion

Die Schätzungen der verschiedenen Spezialfälle auf Basis der Translog-Produktionsfunktion für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie zeigen sowohl für die Skalenelastizität als auch für die Rate des technischen Fortschritts einige Unterschiede. So ist die geschätzte Skalenelastizität im Fall der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion statistisch signifikant und beträgt ca. 1,4. Dieses Ergebnis deutet demnach sehr stark auf zunehmende Skalenerträge in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie hin. Ein deutlich von den Schätzergebnissen zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion abweichendes Ergebnis ergibt sich bei der Schätzung der Produktionselastizitäten auf der Grundlage der unrestringierte Translog-Produktionsfunktion. So werden negative Produktionselastizitäten für die Faktoren Arbeit und Kapital ermittelt. Zumindest die negative Produktionselastizität für Arbeit kann mit der Unterauslastung der Kapazitäten der ukrainischen Molkereien in Verbindung gebracht werden.

Die in dieser Studie dargestellten Ergebnisse der ökonometrischen Analyse der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind vor dem Hintergrund der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine zu interpretieren. Diese Einflüsse können bei der ökonometrischen Schätzung der Produktionsfunktion auf der Basis aggregierter Industriedaten nicht abgebildet werden. Deswegen sind insbesondere die Ergebnisse, die mit Hilfe der neoklassischen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ermittelt worden sind, mit Vorsicht zu interpretieren.

Die geschätzte Jahresrate des (Hicks-neutralen) technischen Fortschritts beträgt durchschnittlich ca. 2,8 % für die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Die geschätzte durchschnittliche Rate des technischen Fortschritts ist für die übrigen Modell-Spezifikationen negativ und beträgt im Untersuchungszeitraum je nach Spezifikation von -0,4 % bis -4,6 % pro Jahr (in Modell I – NHM -2,8 %). Hierbei ist jedoch zu bemerken, dass eine negative Rate in den ersten vier Jahren des Untersuchungszeitraums (1996 bis 2000) auftritt und in Verbindung gebracht werden kann mit der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen, u.a. der Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsindustriebetriebe, die im Jahr 1995 begonnen wurde und zum Ende der 90er Jahre beendet worden ist. Seit 2000 ist dagegen die Rate des technischen Fortschritts in der Milchverarbeitungsindustrie positiv und erreicht Werte zwischen 1,2 % und 4,9 % pro Jahr.

Im Gegensatz zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Model VII – CD) ist mit der Verwendung der Translog-Produktionsfunktion nicht implizit unterstellt worden, dass technischer Fortschritt hinsichtlich der relevanten Faktornutzung Hicks-neutral ist. Die Testergebnisse zeigen, dass die Hypothese des Vorliegens von Hicks-neutralem technischen Fortschritt nur dann abgelehnt werden kann,

wenn in den Test die Kapitalvariable einbezogen ist. Deswegen sollen die entsprechenden Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden.

Im Vergleich zu verschiedenen Spezialfällen der Produktionsfunktion erlaubt die unrestringierte Translog-Funktion (Model I – NHM) eine flexiblere Abbildung von Produktionstechnologien. Deshalb entspricht es durchaus den Erwartungen, dass sie auch im vorliegenden Fall nach verschiedenen statistischen Testkriterien den anderen Modellen vorzuziehen ist. Einer der theoretischen Vorzüge dieses Modells besteht darin, dass sie keine Restriktionen auf die Substitutionselastizitäten legt, während z.B. die Cobb-Douglas-Funktion (Model VII – CD) von einer Substitutionselastizität von Eins ausgeht. Die mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion geschätzten Allen-schen partiellen Substitutionselastizitäten zeigen, dass zwischen Rohmilch und Arbeit bzw. zwischen Rohmilch und Kapital eine schwache Substitutionsbeziehung, gleichzeitig zwischen Rohmilch und Energie eine schwache komplementäre Beziehung besteht.

Im Hinblick auf das formulierte Marktstrukturmodell erscheint es im Fall der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie aufgrund der besonderen Situation der Industrie während des Transformationsprozesses problematisch, die Produktionstechnologie durch eine neoklassische Produktionsfunktion zu beschreiben. Deshalb wird im Rahmen des Marktstrukturmodells die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion verwendet (vgl. Kapitel 7).

6 AUSWAHL UND SCHÄTZUNG DER ANGEBOTSFUNKTION FÜR ROHMILCH

Im Kapitel 5 wurden die Ergebnisse der Analyse der Produktionstechnologie der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie diskutiert, um eine Begründung für die getroffene Wahl zur Verwendung der Produktionsfunktion zu geben. Die theoretischen Konzepte aus dem Bereich der Neuen Empirischen Industrieökonomik, die im Kapitel 3 dargestellt wurden, weisen darauf hin, dass die Angebotsfunktion bestimmte Eigenschaften besitzen muss, um Marktmacht mit Hilfe eines zu schätzenden Marktmachtparameters zu identifizieren. In diesem Kapitel wird eine ökonometrische Analyse der Angebotsfunktion für Rohmilch unter Berücksichtigung von marktspezifischen Besonderheiten auf dem ukrainischen Markt beschrieben. Dabei wurden vielfache Aussagen über generelle Restriktionen, die die mikroökonomische Theorie für die empirische Überprüfung von Hypothesen bezüglich des Angebotsverhaltens macht, berücksichtigt, wie z.B. Aussagen über Parametervorzeichen, Symmetrie- und Homogenitätsbedingungen²⁰⁴. Üblicherweise sind in der ökonometrischen Analyse mehrere Funktionstypen mit der mikroökonomischen Theorie vereinbar (vgl. HÜBLER, 1989, S. 13). Allerdings gibt die Theorie kaum Anhaltspunkte über die zu verwendenden Funktionsformen (vgl. GRINGS, 1985, S. 95; LAU, 1986, S. 1516; ECKEY, KOSFELD und DREGER, 2001, S. 11). Nur in den wenigsten Fällen macht sie eindeutige Aussagen über die genaue Form der Beziehung zwischen den ökonomischen Variablen. Bei der Wahl einer funktionalen Form für Angebots- oder Nachfragefunktionen gibt es eine große Auswahlmöglichkeit. Drei häufig benutzte Funktionsformen sind (1) lineare, (2) logarithmische und (3) semi-logarithmische Funktionen (vgl. VARIAN, 1994, S. 212). In der empirischen Forschung werden ökonomische Hypothesen vor allem durch lineare Modelle dargestellt, was auf verschiedene Gründe zurückgeführt werden kann²⁰⁵.

Das Ziel des folgenden Abschnittes besteht darin, die theoretischen Grundlagen zur Herleitung der Angebotsfunktion im Bezug auf die Marktstrukturanalyse der Neuen Empirischen Industrieökonomik (NEIO) und vor allem auf die

²⁰⁴ Zu den Eigenschaften von Angebots- und Nachfragefunktionen vgl. VARIAN (1994, S. 30-32).

²⁰⁵ Zu den Gründen für die Auswahl von linearen Modellen vgl. HÜBLER (1989, S. 13), ECKEY, KOSFELD und DREGER (2001, S. 11).

Formulierung der Angebotsfunktion für Rohmilch darzustellen. Im weiteren werden in allgemeiner Form Angebotsfunktionen aus den unterstellten Funktionsformen für eine Gewinnfunktion hergeleitet. Dann soll ein Überblick über die Wahl von Funktionsformen und die Spezifizierung der Verhaltensfunktionen in der NEIO gegeben werden. Vor diesem Hintergrund soll eine Angebotsfunktion für Rohmilch, die bei der Formulierung eines Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch verwendet werden kann, gewonnen werden.

Mit der Preisliberalisierung und dem Abbau des staatlichen Aufkaufs von Rohmilch haben sich die Bedingungen auf dem Markt für Rohmilch seit Anfang der 90er Jahre in der Ukraine wesentlich geändert (vgl. Abschnitt 2.1-2.3). Vor diesem Hintergrund und weil dem Autor bisher keine ökonometrische Studie zur Schätzung einer landwirtschaftlichen Angebotsfunktion für Rohmilch in der Ukraine bekannt geworden ist, auf der bei der Formulierung eines Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch aufgebaut werden könnte, erscheint es notwendig, eine solche Schätzung der Angebotsfunktion selbst vorzunehmen. Das Ziel der ökonometrischen Analyse der Angebotsfunktion besteht darin, eine Beschreibung des Angebotsverhaltens der Milcherzeuger auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu erhalten, um zum einen die wichtigsten ökonomischen Parameter wie die Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten des Angebots und die Angebotselastizitäten der fixen Faktoren sowie die Rate des technischen Fortschritts des Angebots von Rohmilch zu ermitteln. Zum anderen werden die geschätzten Parameter verschiedener Angebotsfunktionen für Rohmilch miteinander verglichen, um Schlussfolgerungen zur Konzipierung einer Angebotsfunktion, die die Eigenschaften einer Funktion im Hinblick auf das formulierte Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht adäquat wiedergibt, ziehen zu können.

6.1 Theoretische Grundlagen der Herleitung der Angebotsfunktion

Während für eine Produktions-, Kosten- und Gewinnfunktion eine Funktionsform direkt unterstellt wird, werden üblicherweise die Angebots- bzw. Nachfragefunktionen aus der unterstellten Funktionsform der Produktions-, Kosten und der Gewinnfunktion indirekt hergeleitet. Der Grund hierfür liegt darin, dass die herkömmliche mikroökonomische Theorie i.d.R. Angebots- und mehrere Faktornachfragefunktionen durch die Lösung eines Gewinnmaximierungsproblems unter der Nebenbedingung einer Produktionstechnologie hergeleitet werden, wobei ein optimales Verhalten der Anbieter impliziert wird (vgl. GRINGS, 1985, S.18). Für eine empirische Analyse hat dieser Ansatz mehrere Nachteile: (a) in erster Linie muss eine Hypothese sowohl bezüglich des Verhaltens (z.B. Gewinn- oder Nutzenmaximierung) als auch bezüglich der Produktionstechnologie getroffen werden, (b) eine Lösung des Optimierungsproblems existiert nur dann, wenn die Produktionstechnologie eine relative einfache Struktur aufweist, (c) je einfacher die vorgegebene Struktur für eine eigentlich komplizierte

landwirtschaftliche Mehrprodukt-Technologie ist, desto restriktivere ökonomische Annahmen, wie z.B. Input-Output-Separabilität, müssen getroffen werden. Bei dem dualen Ansatz hingegen werden die Nachteile der herkömmlichen mikroökonomischen Theorie vermieden. So wird eine Produktionstechnologie unterstellt, die in Form einer Transformationsfunktion, obwohl ihre explizite Form nicht bekannt ist, abgebildet werden kann. Die Hauptaussagen der Dualitätstheorie, die eine sehr breite Anwendung in der mikroökonomischen Theorie gefunden hat, lautet, dass eine Gewinnfunktion zu einer Transformationsfunktion in dualer Beziehung steht (vgl. DIEWERT, 1973). Die Theorie der Unternehmung zeigt, dass eine komplizierte Mehrprodukt-Technologie in Form einer Transformationsfunktion wie folgt beschrieben werden kann²⁰⁶:

$$T(\mathbf{X}, \mathbf{Q}, \mathbf{Z}) = 0, \quad (6.1)$$

wobei \mathbf{X} ein Vector von landwirtschaftlichen Outputs, \mathbf{Q} ein Vector von variablen Inputs, \mathbf{Z} ein Vector von fixen Inputs ist. Laut der Dualitätstheorie steht eine variable Gewinnfunktion $\pi(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z})$ mit den exogenen vorgegebenen Outputpreisen \mathbf{W} , Inputpreisen \mathbf{V} und fixen Faktoren \mathbf{Z} in dualer Beziehung zur Transformationsfunktion T und kann wie folgt dargestellt werden:

$$\pi(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z}) \equiv \max_{\mathbf{X}, \mathbf{Q}} \{ \mathbf{X} \cdot \mathbf{W} - \mathbf{Q} \cdot \mathbf{V} | (\mathbf{X}, \mathbf{Q}, \mathbf{Z}) \in T \} \quad (6.2)$$

wobei der Gewinn (π) der Erlös ($\mathbf{X} \cdot \mathbf{W}$) minus variablen Produktionskosten ($\mathbf{Q} \cdot \mathbf{V}$) und T Technologiemenge ist. Die Eigenschaften der Gewinnfunktion folgen aus denen der Transformationsfunktion und aus der Annahme der Gewinnmaximierung²⁰⁷. Die dual zur Gewinnfunktion (6.2) existierende Produktionstechnologie (6.1) weist konstante Skalenerträge auf, wenn die Gewinnfunktion (6.2) linear-homogen in den fixen Faktoren ist.

Nach dem Lemma von HOTELLING (1932) können durch Ableitung²⁰⁸ der Gewinnfunktion (6.2) nach den entsprechenden Outputpreisen (\mathbf{W}) die Angebotsfunktionen:

$$\frac{\partial \pi(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z})}{\partial \mathbf{W}} = \mathbf{X}(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z}) \quad (6.3)$$

²⁰⁶ Zur Dualität der Produktions-, Kosten- und Gewinnfunktion vgl. DIEWERT (1973, 1982), MCFADDEN (1978), COELLI (1998, S. 39-52).

²⁰⁷ Zur Darstellung der Eigenschaften der Gewinnfunktion vgl. DIEWERT (1973), VARIAN (1994, S. 40-42), CHAMBERS (1988, S. 120-157).

²⁰⁸ Einen detaillierten Überblick über die Herleitung der Angebots- und Faktornachfragefunktionen aus der Gewinnfunktion geben LAU (1978, S. 150), DIEWERT (1982, S. 581), VARIAN (1994, S. 43).

und nach den Inputpreisen (\mathbf{V}) die Faktornachfragefunktionen hergeleitet werden:

$$\frac{\partial \pi(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z})}{\partial \mathbf{V}} = -\mathbf{Q}(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z}). \quad (6.4)$$

Außerdem können durch Ableitung nach den fixen Faktoren die Funktionen der Schattenpreise der fixen Faktoren hergeleitet werden:

$$\frac{\partial \pi(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z})}{\partial \mathbf{Z}} = \mathbf{R}(\mathbf{W}, \mathbf{V}, \mathbf{Z}). \quad (6.5)$$

Ist die Gewinnfunktion linear-homogen in den fixen Faktoren, dann bleibt diese Eigenschaft bei (6.3) und (6.4) erhalten. Dann ist (6.5) homogen von Grade null in den fixen Faktoren. Die Angebots- und Nachfragefunktionen sind homogen von Grade null in Preisen nur dann, wenn die Gewinnfunktion linear-homogen in den Preisen ist.

In der Literatur wurde eine große Anzahl von verschiedenen Funktionsformen für die Gewinnfunktion²⁰⁹, wie z.B. die Cobb-Douglas-, Translog-, Generalized-Leontief-, Normalized-Quadratic-Funktionsform, entwickelt und in der empirischen Forschung angewandt (vgl. SIDHU und BAANANTE, 1981). Die letzten drei gehören zu den sogenannten "flexiblen" Funktionsformen. Im folgenden Abschnitt werden flexible Gewinnfunktionen dargestellt und ihre Eigenschaften beschrieben. Daraus werden die entsprechenden Angebotsfunktionen hergeleitet, um ihre Anwendungsmöglichkeiten in der empirischen Forschung im Rahmen der NEIO zu diskutieren.

6.2 Flexible Funktionsformen der Gewinnfunktion

Seitdem DIEWERT (1973) verschiedene flexible Funktionsformen (FFF) für die Gewinnfunktion vorgeschlagen hat, ist die Verwendung der FFF für die Spezifizierung der Gewinnfunktion in der empirischen Produktionsanalyse sehr populär geworden²¹⁰. LOPEZ (1985) hat die FFF für die Gewinnfunktion in Hinsicht auf die Transformation der Variablen in zwei Klassen unterteilt: lineare flexible Funktionsformen (LFFF), welchen die Generalized-Leontief- und Normalized Quadratic-Gewinnfunktionen zuzurechnen sind, während die

²⁰⁹ LAU (1978, S. 133-216) gibt einen detaillierten Überblick über empirische Anwendung der Gewinnfunktion. FERNANDEZ-CORNEJO (1992) stellt einen detaillierten Überblick über empirische Anwendung der Gewinnfunktion in verschiedenen Funktionsformen und ihre empirische Ergebnisse dar.

²¹⁰ Zuvor haben bereits HEADY und DILLON (1961) eine Taylor-Approximation zweiten Grades für die parametrische Darstellung einer Produktionsfunktion verwendet, wobei eine Transformation der Inputs sowohl in der Quadratwurzel- als auch in logarithmischer Form vorgenommen wurden.

Translog-Gewinnfunktion zu den nichtlinearen flexiblen Funktionsformen (NLFFF) gehört (vgl. LOPEZ, 1985, S. 594).

6.2.1 Translog-Gewinnfunktion

Die Translog-Funktion wurde ursprünglich von HALTER, CARTER und HOCKING (1957) eingebracht und später von CHRISTENSEN, JORGENSEN und LAU (1971) für einen Dualansatz weiter entwickelt (vgl. HUY et al., 1988). Die variable Translog-Gewinnfunktion und ihre Eigenschaften im Hinblick auf die Symmetrie- und Homogenitätsbedingungen wurden von DIEWERT (1982, S. 581-582) beschrieben²¹¹ (allerdings ohne Berücksichtigung des technischen Fortschritts). Wird man mit W_i die Output- bzw. Inputspeise²¹² und mit Z_k die fixen Faktoren bezeichnen sowie eine Trendvariable T in die variable Translog-Gewinnfunktion aufnehmen, kann eine variable Gewinnfunktion in der Translog-Funktionsform wie folgt beschrieben werden:

$$\begin{aligned} \ln \pi(\mathbf{W}, \mathbf{Z}, T) = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln W_i + \sum_{k=1}^m \phi_k \ln Z_k + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln W_i \ln W_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^m \sum_{k=1}^m \phi_{hk} \ln Z_h \ln Z_k + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m \phi_{ik} \ln W_i \ln Z_k \\ & + \delta_T T + \frac{1}{2} \delta_{TT} T^2 + \sum_{i=1}^n \delta_{iT} \ln W_i T + \sum_{k=1}^m \chi_{kT} \ln Z_k T \end{aligned} \quad (6.6)$$

wobei $\beta_0, \beta_i, \beta_{ij}, \phi_k, \phi_{hk}, \phi_{ik}, \delta_T, \delta_{TT}, \delta_{iT}$ und χ_{kT} die zu schätzenden Parameter der Translog-Gewinnfunktion sind. Die Trendvariable (T) wurde in die Gewinnfunktion (6.6) aufgenommen, um die Auswirkungen des technischen Fortschritts zu berücksichtigen.

Die variable Translog-Gewinnfunktion (6.6) ist nicht a priori monoton oder konvex für einen beliebigen Funktionswert von Preisen W_i ($i=1, \dots, n$) bzw. konkav in den fixen Faktoren Z_k ($k=1, \dots, m$), obwohl sie zumindest für einen Funktionswert monoton und konvex sein kann (vgl. APPELBAUM und HARRIS, 1977). Die notwendigen und hinreichenden Bedingungen für eine Gewinnfunktion wie Monotonie und Konvexität bzw. Konkavität können allerdings mit Hilfe der Translog-Gewinnfunktion (6.6) für einen beliebigen Funktionswert lokal getestet werden. Für die ökonometrische Schätzung verlangt die variable

²¹¹ Zur Schätzung eines Angebots- und Faktornachfragesystems auf der Basis der Translog-Gewinnfunktion und zur Beschreibung ihrer Eigenschaften vgl. APPELBAUM und HARRIS (1977), KOHLI (1978), SIDHU und BAANANTE (1981), WEAVER (1983), ANTLE (1984), BALL (1988).

²¹² Zur Vereinfachung der Schreibweise werden die Output- bzw. Inputspeise hier nur durch W_i und die variablen Output- und Inputmengen durch X_i bezeichnet.

Translog-Gewinnfunktion (6.6) durch die Theorie vorgegebene Symmetriebedingungen:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \forall i, j \text{ und } \phi_{kh} = \phi_{hk} \quad \forall k, h. \quad (6.7)$$

Die Annahme der Gewinnmaximierung fordert, dass die Gewinnfunktion linear homogen in Preisen ist. Die lineare Homogenität der Translog-Gewinnfunktion (6.6) kann durch Parameterrestriktionen gewährleistet werden. Die Translog-Gewinnfunktion (6.6) ist homogen vom Grade Eins in Preisen W dann, wenn:

$$\begin{aligned} \text{(i)} \quad & \sum_{i=1}^n \beta_i = 1; \\ \text{(ii)} \quad & \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, n; \\ \text{(iii)} \quad & \sum_{i=1}^n \phi_{ik} = 0, \quad k = 1, \dots, m; \\ \text{(iv)} \quad & \sum_{i=1}^n \delta_{iT} = 0. \end{aligned} \quad (6.8)$$

Ebenso ist die Translog-Gewinnfunktion (6.6) homogen vom Grade Eins in fixen Faktoren Z_k dann, wenn:

$$\begin{aligned} \text{(i)} \quad & \sum_{k=1}^m \phi_k = 1; \\ \text{(ii)} \quad & \sum_{k=1}^m \phi_{hk} = 0, \quad k = 1, \dots, m; \\ \text{(iii)} \quad & \sum_{k=1}^m \phi_{ik} = 0, \quad i = 1, \dots, n; \\ \text{(iv)} \quad & \sum_{k=1}^m \chi_{kT} = 0. \end{aligned} \quad (6.9)$$

Bei der Anwendung von Hotellings Lemma auf die Translog-Gewinnfunktion (6.6) erhält man ein System von Angebots- und Faktornachfragefunktionen, das aus den Gewinnanteilsfunktionen für $i = 1, \dots, n$ besteht:

$$\frac{\partial \ln \pi}{\partial \ln W_i} = \frac{W_i \cdot X_i}{\pi} = S_i = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln W_j + \sum_{k=1}^m \phi_{ik} \ln Z_k + \delta_{iT} T \quad (6.10)$$

Die Herleitung der Angebots- und die Nachfragefunktionen beruht auf der Annahme optimaler Entscheidungen für Inputs und Outputs. Sind die Bedingungen (6.8) erfüllt, dann ist die Translog-Gewinnfunktion (6.6) homogen vom Grade Eins in den Preisen und die Gewinnanteile (6.10) summieren sich zu Eins.

6.2.2 Generalized Leontief-Gewinnfunktion

Die Generalized Leontief-Funktionsform wurde von DIEWERT (1971) entwickelt. Unter Berücksichtigung der fixen Faktoren und des technischen Fortschritts kann eine variable Gewinnfunktion in Generalized Leontief-Funktionsform wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \pi(\mathbf{W}, \mathbf{Z}, \mathbf{T}) = & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} (W_i W_j)^{\frac{1}{2}} + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m \varphi_{ik} W_i Z_k \\ & + \sum_{i=1}^n \delta_{iT} W_i T + \sum_{k=1}^m \chi_{kT} Z_k T. \end{aligned} \quad (6.11)$$

Wie in Fall der Translog-Gewinnfunktion verlangt die variable Generalized Leontief Gewinnfunktion (6.11) durch die Theorie vorgegebene Symmetriebedingungen:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \forall i, j \quad (6.12)$$

Im Gegensatz zur Translog-Gewinnfunktion ist die erforderliche Bedingung der linearen Homogenität in den Preisen W durch die Eigenschaften der Generalized Leontief-Funktionsform erfüllt²¹³. Hierbei ist darauf hinzuweisen, dass (6.11) eine spezielle Schreibweise der Generalized Leontief-Funktionsform darstellt, die die erforderliche Konkavität der Gewinnfunktion in den fixen Faktoren nur in ihren Grenzfall der Linearität abbilden kann.

Wird das Lemma von Hotelling auf die Generalized Leontief-Gewinnfunktion (6.11) angewandt, erhält man das System von Angebots- und Nachfragegleichungen für $i = 1, \dots, n$ ²¹⁴:

$$\frac{\partial \pi}{\partial W_i} = X_i(W_i, Z, T) = \beta_{ii} + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{\frac{1}{2}} + \sum_{k=1}^m \varphi_{ik} Z_k + \delta_{iT} T \quad (6.13)$$

Da die Generalized Leontief-Gewinnfunktion (6.11) linear-homogen in den Preisen ist, sind die abgeleiteten Angebots- und Nachfragefunktionen (6.13) homogen vom Grade Null in den Preisen.

²¹³ Zur Funktionsform für variable Gewinnfunktionen in Generalized Leontief-Funktionsform vgl. DIEWERT (1973).

²¹⁴ Zur Schätzung von Angebots- und Faktornachfragesystemen auf der Basis der Generalized Leontief-Gewinnfunktion und zur Beschreibung ihrer Eigenschaften vgl. LOPEZ (1984), GRINGS (1985, S. 107), BEHRMAN et al. (1992).

6.2.3 Normalized Quadratic-Gewinnfunktion

Die lineare Homogenität der Gewinnfunktion kann nicht nur durch die Parameterrestriktionen, sondern auch durch eine Normalisierung der Gewinnfunktion gewährleistet werden. Die normierte Gewinnfunktion ist definiert als die Maximierung des normierten Gewinns, der sich aus normierten Preisen der Produkte und der variablen Faktoren ergibt (vgl. LAU, 1976). LAU (1974) hat vorgeschlagen, für empirische Anwendungen die quadratische Funktion der normierten Gewinnfunktion zu verwenden (vgl. LAU, 1976, S. 154). Die Normalized Quadratic-Gewinnfunktion hat folgende Gestalt²¹⁵:

$$\begin{aligned} \pi^*(\mathbf{W}, \mathbf{Z}, \mathbf{T}) = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i W_i^* + \sum_{k=1}^m \phi_k Z_k \\ & + \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} W_i^* W_j^* + \sum_{h=1}^m \sum_{k=1}^m \phi_{hk} Z_h Z_k \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m \phi_{ik} W_i^* Z_k \\ & + \delta_T T + \frac{1}{2} \delta_{TT} T + \sum_{i=1}^n \delta_{iT} W_i^* T + \sum_{k=1}^m \chi_{kT} Z_k T, \end{aligned} \quad (6.14)$$

wobei $\pi^* = \pi/W_0$ und $W_i^* = W_i/W_0$ für alle i ($i=1, \dots, n$). W_0 ist der Preis des Gutes, das zur Normierung ausgewählt wurde. Um die Symmetriebedingungen zu erfüllen, müssen Parameterrestriktionen für die Normalized Quadratic-Gewinnfunktion (6.14) eingeführt werden:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \forall i, j \quad \text{und} \quad \phi_{kh} = \phi_{hk} \quad \forall k, h \quad (6.15)$$

Die Normalized Quadratic-Gewinnfunktion ist durch die Bildung des normierten Gewinns und der relativen Preise homogen vom Grade Eins in Preisen, so dass die abgeleiteten Angebots- und Nachfragefunktionen homogen vom Grade Null in den Preisen sind. Durch partielle Differentiation der Normalized Quadratic-Gewinnfunktion (Hotellings Lemma) nach dem Outputpreis kann die entsprechende Angebotsfunktion wie folgt hergeleitet werden:

$$X_i = \frac{\partial \pi^*}{\partial W_i^*} = \beta_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} W_j^* + \sum_{k=1}^m \phi_{ik} Z_k + \delta_{iT} T \quad (6.16)$$

Hierbei ist zu bemerken, dass die Hypothese der linearen Homogenität in Preisen im Gegensatz zur Translog-Gewinnfunktion auf der Basis der Normalized Quadratic- wie auch der Generalized Leontief-Gewinnfunktion anhand der Parameter nicht getestet werden kann.

²¹⁵ Zur empirischen Anwendung der Normalized-Quadratic-Gewinnfunktion vgl. SHUMWAY (1983), MOSCHINI (1988), KOHLI (1993), SHUMWAY, SAEZ und GOTTRET (1988), BOUCHET, ORDEN und NORTON (1989), MCINTOSH und SHUMWAY (1991).

6.2.4 Zusammenfassung zur Herleitung der Angebotsfunktion

Die Angebotsfunktionen (6.10), (6.13) und (6.16), hergeleitet aus einer herkömmlichen Gewinnfunktion wie der Translog-Gewinnfunktion (6.6), der Generalized Leontief- (6.11) und die Normalized Quadratic-Gewinnfunktionen (6.14), sind im Hinblick auf eine empirische Anwendung zur Messung von Marktmacht nicht alle geeignet. Zur Identifizierung des Marktmachtparameters im Marktstrukturmodell müssen Angebotsfunktionen drei Eigenschaften aufweisen: (1) gemischte Terme im Eigenpreis; (2) zweimalige Differenzierbarkeit im Eigenpreis; (3) variable Eigenpreiselastizität. Hier ist darauf hinzuweisen, dass diese drei Eigenschaften voneinander abhängig sind und simultan erfüllt werden müssen.

Die Angebotsfunktionen, die aus der Translog- und Generalized Leontief-Gewinnfunktion hergeleitet sind, haben erfüllen alle drei Kriterien. Sie haben die gemischten Terme, die nach BRESNAHAN (1982) zur Drehung der Angebotsfunktion benötigt werden, damit Marktmacht identifiziert werden kann (vgl. Abschnitt 3.2.1). Sie sind zweimal stetig differenzierbar in Outputpreisen, somit erfüllen sie die Voraussetzungen zur ökonometrischen Messung von Marktmacht. Nach LAU (1982) sollen die Angebotsfunktionen zumindest zweimal stetig differenzierbar sein²¹⁶. Sie enthalten in sich die variable Eigenpreiselastizität. Während die hergeleitete Angebotsfunktion aus der Normalized Quadratic-Gewinnfunktion die variable Eigenpreiselastizität aufweist, erfüllt sie aber die beiden erstgenannten Kriterien nicht.

Zusammenfassen lässt sich folgende Schlussfolgerung bezüglich einer empirischen Anwendung der vorgestellten Funktionsformen in einem Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht ziehen. Die herkömmlichen Gewinnfunktionen in Translog- und Generalized Leontief-Funktionsform sind zwar für die empirische Anwendung zur Messung von Marktmacht geeignet. Die verwendete Gewinnfunktion müsste dreimal stetig differenzierbar in den Preisen sein, um durch Anwendung von Hotellings Lemma zweimal stetig differenzierbare Angebotsfunktionen zu erhalten²¹⁷. Da jedoch Funktionen dieser Art und ihre Eigenschaften in der Literatur kaum diskutiert worden sind, wird in dieser Arbeit ein anderer Weg eingeschlagen, um eine geeignete Angebotsfunktion zu entwickeln (vgl. Abschnitt 6.5).

²¹⁶ LAU (1982) weist auf die weitere Voraussetzung hin, dass die Angebotsfunktion variable Elastizitäten aufweisen muss, um den Marktmachtparameter zu identifizieren.

²¹⁷ LAU (1982) weist darauf hin, dass die Identifikation von Marktmacht möglich wäre, wenn die Gewinnfunktion mindestens dreimal stetig differenzierbar ist.

6.3 Angebots- und Nachfragefunktionen in der NEIO

BRESNAHAN (1982) verwendet ein einfaches lineares Strukturmodell, um den ökonometrischen Ansatz zur Bestimmung von Marktmacht auf der Basis leicht zugänglicher Informationen über Marktkonstellationsdaten zu demonstrieren. LAU (1982) prüft Bedingungen, unter denen Marktmacht bestimmt werden kann (vgl. DEODHAR und SHELDON, 1997). Mehr als einhundert Studien haben diesen theoretischen Ansatz verwendet (vgl. PERLOFF und SHEN, 2001)²¹⁸.

Die Modelle wurden aus dem gleichen theoretischen Ansatz hergeleitet, obwohl nur wenige Studien eine linearere Spezifikation des Strukturmodells aufgrund dieses ökonometrischen Ansatzes gefunden haben, wie z.B. DEODHAR und SHELDON (1997) sowie MUTH und WOHLGENANT (1999). PERLOFF und SHEN (2001) weisen darauf hin, dass die linearen Strukturmodelle infolge von Multikollinearitätsproblemen grundlegend fehlerhaft sind. JUST und CHERN (1980), BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) weisen darauf hin, dass eine hinreichende Bedingung für die Bestimmung des Marktmachtparameters Θ die Nicht-Separabilität in allen exogenen Modellvariablen ist (vgl. BUSCHENA und PERLOFF, 1991). PERLOFF und SHEN (2001) weisen darauf hin, dass lineare Modelle aufgrund der Multikollinearität nicht vertrauenswürdig geschätzt werden können, wenn die additive Störgröße u in den Modellgleichungen für das Angebot bzw. die Nachfrage und die Optimierungsbedingung für die Nachfrage bzw. das Angebot nicht ganz korrekt gleich Null sind ($u \neq 0$). Sind exogene Modellvariable auf der rechten Seite des Modells beinahe perfekt kollinear, können nach PERLOFF und SHEN (2001) folgende Probleme auftreten: (a) Die Koeffizienten können beträchtliche Standardabweichung haben, auch wenn sie signifikant sind; (b) die Koeffizienten können "falsche" Vorzeichen oder unplausible Größenordnung haben; (c) die Schätzung kann sehr sensibel auf Zu- oder Abgabe von Beobachtungen oder Streichung von offensichtlich insignifikanten Variablen reagieren.

Vermutlich sind aus diesem Grund in vielen Studien zur Marktstruktur und Preisbildung bzw. zur Messung des Marktmachtgrades nicht-lineare Strukturmodelle verwendet worden. Die durchgeführten Simulationen von PERLOFF und SHEN (2001) zeigen, dass log-lineare Modelle zuverlässig geschätzt werden können. AZZAM und PAGOULATOS (1990) haben darauf hingewiesen, dass die Auswahl einer flexiblen Funktionsform sowohl bei der Verwendung einer Kosten- als auch einer Produktionsfunktion eine Auswirkung auf das endgültige Ergebnis im Verhaltensmodell haben kann. Einige der kritischen Fragen²¹⁹ werden mit der Auswahl einer flexiblen Funktionsform teilweise reduziert

²¹⁸ Zu den NEIO-Studien vgl. BRESNAHAN (1989, S. 1051), CARLTON und PERLOFF (2000, S. 263).

²¹⁹ Zur Kritik der NEIO-Studien vgl. Abschnitt 3.3.

(vgl. SEXTON und LAVOIE, 2001, S. 913). In NEIO-Studien wird die Produktionstechnologie häufig durch eine flexible Funktionsform wie z.B. eine Translog- und/oder Generalized Leontief- Funktionsform repräsentiert²²⁰. Allerdings sind die Nachfrage- und/oder Angebotsfunktionen üblicherweise in linearer oder in log-linearer Funktionsform geschätzt worden. Häufig sind einige Elastizitäten aus anderen Studien entnommen worden²²¹ (vgl. SEXTON und LAVOIE, 2001, S. 913).

Die Spezifizierung der Angebots- bzw. Nachfragefunktion spielt in Studien der NEIO zur Messung von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft eine besondere Rolle, und zwar kommt es auf eine Drehung der Angebots- und/oder Nachfragefunktion an, mit Hilfe deren die Preisbildung und die Wettbewerbssituation auf den Märkten ökonometrisch bestimmt werden kann (vgl. BRESNAHAN, 1982)²²². Nach BRESNAHAN (1982) besteht das Hauptmerkmal dieses ökonometrischen Ansatzes darin, dass sich die exogenen Shift-Faktoren (S) mit dem Angebotspreis (W_x) wechselseitig beeinflussen, dass die Kombination des exogenen Shift-Faktors (S) mit dem Preis (W_x) zur Drehung der Angebots- und/oder Nachfragekurve führt und dadurch Marktmacht identifiziert werden kann (vgl. Abschnitt 3.2.1).

In vielen empirischen Studien der NEIO zur Messung von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft wurden Angebots- bzw. Nachfragefunktionen als bekannt vorausgesetzt²²³, d.h. die Gestalt der Funktion aus anderen Studien entnommen (vgl. MUTH und WOHLGENANT, 1999). Dabei beschränken sich die meisten Studien auf eine lineare und/oder log-lineare Funktion²²⁴. Insbesondere in den ersten Studien der NEIO sind in Anlehnung an BRESNAHAN (1982) lineare Funktionsformen sowohl für die Angebotsfunktion als auch für die Nachfragefunktion verwendet worden, wie z.B. bei BUSCHENA und PERLOFF (1991)²²⁵, DEODHAR und SHELDON (1995, 1997)²²⁶, LOVE und MURNININGTYAS (1992), MUTH und WOHLGENANT (1999)²²⁷.

²²⁰ Zur Produktionstechnologie in NEIO vgl. Kapitel 5.

²²¹ GOLLOP und ROBERTS (1979), ROBERTS (1984), LOPEZ (1984), AZZAM und PAGOULATOS (1990) sowie MILLÁN (1999).

²²² Zu den ersten empirischen Studien zur Messung von Marktmacht auf den Agrarmärkten mit Hilfe des Marktstrukturmodells gehört die Studie von JUST und CHERN (1980).

²²³ Zur Verwendung von Angebots- und/oder Nachfragefunktionen vgl. WOHLGENANT (2001, S. 938-939).

²²⁴ Zur Verwendung von Funktionsformen in empirischen Studien der NEIO vgl. GENESOVE und MULLIN (1998).

²²⁵ $Q = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 z + \alpha_3 p z_1 + \varepsilon_1$, wobei Q die Nachfrage nach dem Produkt, p der Preis des Produktes, z der Vektor der Shift-Variablen, die die Nachfrage beeinflussen,

Zusammenfassend kann eine typische lineare Angebotsfunktion wie folgt verallgemeinert werden:

$$x_i = \alpha_0 + \alpha_1 w_i + \alpha_2 w_i \mathbf{z} + \alpha_3 p_j + \alpha_4 \mathbf{z} \quad (6.17)$$

wobei x_i das Angebot des i -ten Produktes, w_i der Angebotspreis des i -ten Produktes, p_j der Preis eines anderen Produktes und \mathbf{z} ein exogener Shift-Faktor, der das Angebotsverhalten beeinflusst, ist.

In einer Reihe von NEIO-Studien sind sowohl die Angebots- als auch die Nachfragfunktionen vom Typ Cobb-Douglas angewandt worden, die durch Logarithmierung in eine lineare Form überführt worden sind²²⁸. Eine logarithmische Funktionsform für die Nachfragefunktion wählen APPELBAUM (1982), BHUYAN und LOPEZ (1997), GENESOVE und MULLIN (1998), HAZILLA (1991), HYDE und PERLOFF (1998), KARP und PERLOFF (1989), MILLAN (1999) und WANN und SEXTON (1992). In Anlehnung an oben genannten Studien kann eine typische Cobb-Douglas-Nachfragefunktion in log-linearer Form wie folgt dargestellt werden:

$$\ln y_i = \alpha - \eta \ln p_i + \mu \ln p_j + \gamma \ln Y + \ln N \quad (6.18)$$

wobei y_i die Nachfrage nach einem bestimmtem, i -ten Produkt, p_i der Preis des i -ten Produktes, p_j der Preis eines anderen, j -ten Produktes, Y das Einkommen und N die Bevölkerungszahl sind. Dabei kann das Nachfrageverhalten im Zeitablauf durch alle exogenen Shift-Faktoren der Nachfragefunktion beeinflusst werden.

\mathbf{z}_1 der Vektor der Shift-Variablen, die ein Kreuzprodukt mit dem Produktpreis bilden, ε_1 ein Störterm ist.

²²⁶ DEODHAR und SHELDON (1997) haben folgende Nachfragefunktion verwendet: $Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Z_t + \alpha_3 T + \alpha_4 TT + \varepsilon_t$, wobei Q_t die Nachfrage nach Bananen im Einzelhandel, P_t der Einzelhandelspreis für Bananen, Z_t der Vektor anderer Variablen, die die Nachfrage beeinflussen, T und TT der Zeittrend, ε_t ein Störterm ist. Obwohl sie die Nachfrage- und Grenzkostenfunktion als linear formuliert haben, wurden aber bei der ökonometrischen Schätzung alle Variablen abgesehen von Dummyvariablen in logarithmischer Form verwendet.

²²⁷ Die Angebotsfunktion von MUTH und WOHLGENANT (1999) hat folgende Gestalt: $x_1/I = \delta_0 + \delta_1(w_1/C) + \delta_2(w_1/C)T + \delta_3 T$, wobei x_1 das landwirtschaftliche Angebot von Mastrinder, w_1 der Preis für Mastrinder, C der Futtergetreidepreis, I der Rinderbestand und T das Zeittrend ist.

²²⁸ In der ökonometrischen Literatur findet man unterschiedliche Bezeichnungen für die logarithmierte Cobb-Douglas-Funktion, u.a. log-lineare, log-log, linear-logarithmische Funktionen. Vgl. dazu STOCK und WATSON (2003, S. 195).

AZZAM (1997), GOHIN und GUYOMARD (2000) setzen für die Angebotsfunktion eine log-lineare Funktionsform voraus. SCHROETER (1988), WANN und SEXTON (1992) verwenden in ihrer Analyse sowohl für die Nachfrage als auch für das Angebot eine log-lineare Funktionsform. GENESOVE und MULLIN (1998) haben die Nachfragefunktion in vier Funktionsformen (quadratisch, linear, log-linear und exponential) geschätzt. Im Rahmen der bisherigen NEIO-Studien zur Messung von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft wurde von vielen Autoren bei der Auswahl von Funktionsformen ausschließlich die Größenordnung und die Interpretation der geschätzten Parameter berücksichtigt²²⁹. Dabei wurden selten statistische und ökonometrische Tests durchgeführt zur empirischen Überprüfung von Hypothesen bezüglich der Eigenschaften (z.B. Homogenität von Grade Null in Preisen und/oder lineare Homogenität in fixen Faktoren) der geschätzten Angebots- oder Nachfragefunktionen. Daher scheint, dass die Auswahl von Funktionsformen nach dem Kriterium der "besten" Schätzergebnisse getroffen wurde. Im Hinblick auf die Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch wird in einem weiteren Abschnitt 6.4 ein Überblick über verschiedene Angebotsfunktionen für Rohmilch gegeben.

6.4 Überblick über empirische Angebotsfunktionen für Rohmilch

Die ökonometrische Schätzung von Angebotsfunktionen für landwirtschaftliche Erzeugnisse, u.a. für Rohmilch, hat bereits eine lange Tradition in der agrar-ökonomischen Analyse (vgl. HOWARD und SHUMWAY, 1988, S. 813)²³⁰. Die meisten Studien liefern Ergebnisse, die mit der mikroökonomischen Theorie konsistent sind²³¹. Die empirischen Ergebnisse der Studien auf der Basis sowohl von Ein- als auch Mehrgleichungssystemen zeigen, dass die Angebotselastizität der Rohmilch in langfristiger Betrachtung größer ist als in kurzfristiger²³². Zum Beispiel haben SUZUKI, LENZ und FORKER (1993) ermittelt, dass die

²²⁹ Wie z.B. MUTH und WOHLGENANT (1999), AZZAM (1997), BHUYAN und LOPEZ (1997), WANN und SEXTON (1992).

²³⁰ Zur Schätzung von Angebotsfunktionen für Rohmilch vgl. die Studien von PRATO (1973), SMITH und SCOTT (1986), HOWARD und SHUMWAY (1988), HUY, ELTERICH und GEMPESAW II (1988), KAISER, STREETER und LIU (1988), BALL (1988), LIU und FORKER (1990), SUZUKI, LENZ und FORKER (1993) sowie von LOPEZ, ALTABELLO und SHAH (1994).

²³¹ In einigen empirischen Studien entsprechen allerdings die Schätzergebnisse nicht den Erwartungen der Angebotstheorie. So wurde von HUY, ELTERICH und GEMPESAW II (1988) eine negative Angebotselastizität für Rohmilch in der Region Wisconsin (USA) geschätzt, die zwischen -0,03 und -0,30 lag. Die Autoren erklären dieses empirische Ergebnis mit einem irrationalen Verhalten der landwirtschaftlichen Milcherzeuger.

²³² HOWARD und SHUMWAY (1988) betonen, dass in vielen Studien der Preis für Rohmilch in der Angebotsfunktion statistisch nicht gesichert ist, wie z.B. in den Studien von PRATO (1973).

kurzfristige Angebotselastizität für Rohmilch 0,14 in der Region Tofuken und 0,20 in Hokkaido ist. HALVORSON (1955) hat festgestellt, dass die Elastizität des kurzfristigen Rohmilchangebots kleiner als 0,10 im Sommer und 0,25 im Winter ist. LOPEZ, ALTOBELLO und SHAH (1994) stellen fest, dass die kurzfristige Preiselastizität des Angebots für Rohmilch ca. 0,27 beträgt, während die langfristige 1,24 ist. HUY, ELTERICH und GEMPESAW II (1988) haben festgestellt, dass die kurzfristige Angebotselastizität für ausgewählte Regionen der USA zwischen 0,03 und 0,88 liegt. In langfristiger Hinsicht ist die geschätzte Angebotselastizität für Rohmilch größer und nahe Eins. Als eine Erklärung dafür wird darauf hingewiesen, dass die Milcherzeuger langfristig in der Lage sind, quasi-fixe Faktoren, z.B. die Kuhherdengröße, an die Preisentwicklung anzupassen.

Das Angebot eines einzelnen landwirtschaftlichen Betriebes ist in der Regel von einer Vielzahl von Faktoren abhängig (vgl. KOESTER, 1992). Die oben genannten empirischen Studien zum landwirtschaftlichen Angebot von Rohmilch und die deskriptive Analyse der Bedingungen auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch legen nahe, dass die landwirtschaftliche Angebotsfunktion für Rohmilch in allgemeiner Form wie folgt geschrieben werden kann:

$$X = h(W_X, W_R, W_F, Z_K, T) \quad (6.19)$$

wobei X die Milchanlieferung, W_X der Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch, W_R der landwirtschaftliche Outputpreis für Rinder²³³, W_F der landwirtschaftliche Inputpreis für Mischfutter, Z_K der Milchkuhbestand als fixer Faktor, T die Trendvariable zur Abbildung der technischen Änderung in dem Angebot von Rohmilch ist.

Wie bereits erklärt worden ist, wurde bei der Auswahl der Funktionsform für die landwirtschaftliche Angebotsfunktion für Rohmilch auf die herkömmlichen Funktionsformen wie lineare, log-lineare und andere verzichtet und in Anlehnung an BRESNAHAN (1989, S. 1039) und LAU (1982, S. 98) eine Translog-Funktionsform als Taylor-Approximation zweiter Ordnung ausgewählt, um auf eine Hypothese über die spezielle Form der Angebotsfunktion für Rohmilch zu verzichten. In der vorliegenden Arbeit wurde versucht, die "wahre" Funktionsform für die Angebotsfunktion von Rohmilch so weit zu approximieren, wie es für die ökonomische Analyse und ökonometrische Schätzung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch mit Hilfe eines Marktstrukturmodells

²³³ KOESTER (1992, S. 92) weist darauf hin, dass "die Angebotselastizität von Milch auch eine Funktion von der Höhe des Rindfleisch- und Kälberpreises ist. Bei einem hohen Kalb- und Rindfleischpreis sind die Erlöse dieses Koppelprodukts der Milchproduktion vergleichsweise hoch. Eine Milchpreissenkung wird dann zu einer kleineren Reduzierung des Milchangebots führen als bei einem niedrigen Kalb- und Rindfleischpreis."

nötig erscheint. Dabei ist zu bemerken, dass bei der Auswahl der Funktionsform für die Angebotsfunktion eine Reihe von Kriterien zu berücksichtigen ist. In Hinblick auf die ökonometrische Schätzung des Marktstrukturmodells soll die Angebotsfunktion über eine Anzahl der zu schätzenden Parameter verfügen, die es erlaubt, ohne Einführung von speziellen Parameterrestriktionen die von der ökonomischen Theorie vorgegebene Eigenschaften der Angebotsfunktion wie Homogenität vom Grade Null in Preisen einzuhalten. Gleichzeitig sollen die von LAU (1982) geprüften Eigenschaften zur Identifikation von Marktmacht berücksichtigt werden. In dem folgenden Abschnitt wird auf die durch die ökonomische Theorie geforderten Eigenschaften der Angebotsfunktion eingegangen und anschließend die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse dargestellt.

6.5 Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch

6.5.1 Spezifizierung und Eigenschaften der Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch

Wenn man mit X die landwirtschaftliche Angebotsmenge, mit W_i ($i=1, \dots, n$) die Output- bzw. Inputpreise bezeichnet, so kann unter Berücksichtigung der fixen Faktoren Z_k ($k=1, \dots, m$) eine kurzfristige Angebotsfunktion in der Translog-Funktionsform allgemein wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \ln X = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln W_i + \sum_{k=1}^m \phi_k \ln Z_k + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln W_i \ln W_j \\ & + \frac{1}{2} \sum_{h=1}^m \sum_{k=1}^m \phi_{hk} \ln Z_h \ln Z_k + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^m \phi_{ik} \ln W_i \ln Z_k \\ & + \delta_T T + \frac{1}{2} \delta_{TT} T^2 + \sum_i \delta_{iT} \ln W_i T + \sum_k \chi_{kT} \ln Z_k T, \end{aligned} \quad (6.20)$$

wobei $\beta_0, \beta_i, \phi_k, \beta_{ij}, \phi_{hk}, \phi_{ik}, \delta_T, \delta_{TT}, \delta_{iT}$ und χ_{kT} die zu schätzenden Parameter der Angebotsfunktion. Zur Berücksichtigung der Auswirkungen des technischen Fortschritts ist zusätzlich zu den oben genannten Variablen eine Trendvariable T in die Angebotsfunktion aufgenommen worden.

Um die durch die Theorie vorgegebenen Symmetriebedingungen zu erfüllen, müssen folgende Parameterrestriktionen für die kurzfristige Translog-Angebotsfunktion (6.20) berücksichtigt werden:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji} \quad \forall i, j \quad \text{und} \quad \phi_{kh} = \phi_{hk} \quad \forall k, h.$$

Die Homogenität der Translog-Angebotsfunktion (6.20) vom Grade Null in den Preisen kann durch Parameterrestriktionen gewährleistet werden. Die Translog-Angebotsfunktion (6.20) ist homogen vom Grade Null in den Preisen W , wenn:

$$(i) \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0; \quad (6.21)$$

$$\begin{aligned}
\text{(ii)} \quad & \sum_{i=1}^n \varphi_{ik} = 0, \quad k = 1, \dots, m; \\
\text{(iii)} \quad & \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, n; \\
\text{(iv)} \quad & \sum_{i=1}^n \delta_{iT} = 0.
\end{aligned}$$

Ebenso ist die Translog-Angebotsfunktion (6.6) homogen vom Grade Eins in den fixen Faktoren Z_k , wenn:

$$\begin{aligned}
\text{(i)} \quad & \sum_{k=1}^m \phi_k = 1; \\
\text{(ii)} \quad & \sum_{k=1}^m \phi_{hk} = 0, \quad h = 1, \dots, m; \\
\text{(iii)} \quad & \sum_{k=1}^m \varphi_{ik} = 0, \quad i = 1, \dots, n; \\
\text{(iv)} \quad & \sum_{k=1}^m \chi_{kT} = 0.
\end{aligned} \tag{6.22}$$

Die Translog-Angebotsfunktion (6.20) ist nicht a priori homogen vom Grade Null in den Preisen W und homogen vom Grade Eins in den fixen Faktoren Z_k . Ist sie nicht homogen vom Grade Null in den Preisen, so unterliegen die Anbieter der Geldillusion und verhalten sich somit nicht rational.

Für die Translog-Angebotsfunktion (6.20) ergibt sich die Rate der technischen Fortschritts als

$$\partial \ln X / \partial T = \delta_T + \delta_{TT} T + \sum_i \delta_{iT} \ln W_i + \sum_k \chi_{kT} \ln Z_k. \tag{6.23}$$

Alle Parameter bilden sowohl den Einfluss des ungebundenen technischen Fortschritts (δ_T und δ_{TT}) als auch den Einfluss des technischen Fortschritts auf die Inputfaktoren (δ_{iT} und χ_{kT}) ab²³⁴. Will man in der Translog-Angebotsfunktion (Hicks-) neutralen technischen Fortschritt berücksichtigen, müssen die Parameter δ_{TT} , δ_{iT} und χ_{kT} auf Null restringiert werden ($\delta_{iT} = \chi_{kT} = 0$). Sind die Parameter nicht restringiert, besteht somit die Möglichkeit, die Hypothese des (Hicks-) neutralen technischen Fortschritts zu testen.

Durch die partiellen Ableitungen nach den entsprechenden Output- und Inputpreisen werden die Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten wie folgt ermittelt:

²³⁴ Zur Berücksichtigung des technischen Fortschritts in Angebotsfunktionen vgl. CAPALBO (1988, S. 163-164).

$$\partial \ln X / \partial \ln W_i = \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln W_j + \sum_k \varphi_{ik} \ln Z_k + \delta_{iT} T. \quad (6.24)$$

Durch partielle Ableitung nach dem quasi-fixen Faktor Z_K erhält man die Angebotselastizität des quasi-fixen Faktors:

$$\partial \ln X / \partial \ln Z_k = \phi_k + \sum_h \phi_{hk} \ln Z_h + \sum_i \varphi_{ik} \ln W_i + \chi_{kT} T. \quad (6.25)$$

Ausgehend von der ökonomischen Theorie und der deskriptiven Analyse von Bedingungen auf dem ukrainischen Rohmilchmarkt (vgl. Abschnitt 2.3) kann die Angebotsfunktion für Rohmilch unter Berücksichtigung des Auszahlungspreises für angelieferte Rohmilch an die Milchverarbeitungsindustrie (W_X), des Direktvermarktungspreises für Rohmilch (W_D), des Auszahlungspreises für Rinder (W_R), des landwirtschaftlichen Inputpreises für Mischfutter (W_F), des quasi-fixen Inputfaktors Milchkuhbestand (Z_K) und der Variablen für den technischen Wandel (T) in der Translog-Funktionsform wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned} \ln X = & \beta_0 + \beta_X \ln W_X + \beta_D \ln W_D + \beta_R \ln W_R + \beta_F \ln W_F + \phi_K \ln Z_K + \\ & \frac{1}{2} [\beta_{XX} (\ln W_X)^2 + \beta_{DD} (\ln W_D)^2 + \beta_{RR} (\ln W_R)^2 + \beta_{FF} (\ln W_F)^2 + \phi_{KK} (\ln Z_K)^2] \\ & + \beta_{XD} \ln W_X \ln W_D + \beta_{XR} \ln W_X \ln W_R + \beta_{XF} \ln W_X \ln W_F + \varphi_{XK} \ln W_X \ln Z_K \\ & + \beta_{DR} \ln W_D \ln W_R + \beta_{DF} \ln W_D \ln W_F + \varphi_{DK} \ln W_D \ln Z_K + \beta_{RF} \ln W_R \ln W_F \\ & + \varphi_{RK} \ln W_R \ln Z_K + \varphi_{FK} \ln W_F \ln Z_K + \delta_T T + 0.5 \delta_{TT} T^2 + \delta_{XT} \ln W_X T \\ & + \delta_{DT} \ln W_D T + \delta_{RT} \ln W_R T + \delta_{FT} \ln W_F T + \chi_{KT} \ln Z_K T. \end{aligned} \quad (6.26)$$

Die Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch (6.26) wurde mit Hilfe des ökonometrischen Programms SHAZAM geschätzt. Die Schätzung erfolgte nach der Methode der kleinsten Quadrate (MKQ). Bei der ökonometrischen Schätzung enthält die Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch (6.26) zusätzlich elf Dummy-Variable D_i ($i = 2, \dots, 12$) mit den zugehörigen Parametern ξ_i ($i = 2, \dots, 12$), die zur Berücksichtigung saisonaler Schwankungen in den verwendeten Monatsdaten dienen, und einen stochastischen Störterm, der als normalverteilt angenommen wurde. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Angebotsfunktion für Rohmilch sind im nächsten Abschnitt dargestellt.

6.5.2 Schätzergebnisse zur Angebotsfunktion für Rohmilch

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Parameter und Kennzahlen zur Beurteilung der statistischen Anpassungsgüte der Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch (6.26) sind in Tabelle 6.1 wiedergegeben. Dabei wurden vierzehn verschiedene Modelle geschätzt, die sich in der Berücksichtigung von

exogenen Variablen und durch Parameterrestriktionen unterscheiden. Die Schätzung der verschiedenen Varianten der Angebotsfunktion für Rohmilch unter Berücksichtigung von verschiedenen exogenen Modellvariablen und Parameterrestriktionen, bietet zum einen die Möglichkeit einer vielseitigen ökonomischen Analyse der Angebotsfunktion unter der Berücksichtigung von verschiedenen Hypothesen über die Bedingungen auf dem ukrainischen Rohmilchmarkt und daher umfangreiche Interpretationsmöglichkeiten. Zum anderen ist aus Sicht der ökonometrischen Analyse durch die Schätzung eine Angebotsfunktion zu finden, die im Hinblick auf die Messung des Marktmachtparameters geeignet ist.

Das Modell I beinhaltet keine Restriktionen für die Homogenitätsbedingungen. Im Gegensatz zum Modell I enthält das Modell II die in (6.21) aufgeführten Restriktionen für die Homogenität von Grade Null in den Preisen. Die Modelle von III bis VII resultieren, wenn jeweils eine der Variablen W_D , W_R , W_F , Z_K bzw. T aus der Funktion eliminiert wird. Das Modell VIII geht von (Hicks-) neutralen technischen Fortschritt aus, so dass die Parameter δ_{TT} , δ_{iT} und χ_{kT} auf Null restringiert worden sind. Das Modell IX enthält die Restriktionen für die quadratischen Terme der Translog-Angebotsfunktion $\beta_{ij} = 0$, $\phi_{hk} = 0$ und $\delta_{TT} = 0$. Die Modelle X bis XIV stellen verschiedene Varianten einer Cobb-Douglas-Angebotsfunktion dar. In dem Modell XIII wurden dabei die Trendvariable (T) und ihre Interaktionen mit den übrigen Modellvariablen berücksichtigt.

6.5.2.1 Statistische Anpassungsgüte der geschätzten Angebotsfunktionen

In der Tabelle 6.1 ist zur Beurteilung der statischen Anpassungsgüte der geschätzten Angebotsfunktionen sowohl das herkömmliche multiple Bestimmtheitsmaß R^2 (Determinationskoeffizient) als auch das um die Anzahl der Freiheitsgrade korrigierte (bereinigte) Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 dargestellt worden. Die in der Tabelle 6.1 ausgewiesenen beiden Werte der Bestimmtheitsmaße lassen für alle Modelle der Angebotsfunktion auf eine relativ gute Anpassung an die Daten schließen.

Tabelle 6.1: Geschätzte Parameter zur Angebotsfunktion

Para- meter	Modell I			Modell II			Modell III		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
β_X	-82,414	63,450	-1,2990	-76,639	61,370	-1,2490	13,418	41,92	0,3201
β_D	97,318	64,310	1,5130	83,388	53,890	1,5470	—	—	—
β_R	-0,2114	74,960	-0,0028	-10,831	69,690	-0,1554	-37,447	54,20	-0,6909
β_F	11,728	81,770	0,1434	18,3370	79,540	0,2306	71,063	60,10	1,1820
ϕ_K	837,64	499,90	1,6750	710,290	385,20	1,8440	419,74	354,60	1,1840
β_{XX}	3,8081	2,1580	1,7650	3,6466	2,1050	1,7320	0,2648	1,0620	0,2494
β_{DD}	1,5169	2,2110	0,6860	1,1963	2,0490	0,5838	—	—	—
β_{RR}	-4,3253	2,1610	-2,0020	-3,8333	1,7720	-2,1630	-2,7546	1,8580	-1,4830
β_{FF}	-2,3544	2,5080	-0,9388	-2,1580	2,4420	-0,8836	-2,3092	2,1570	-1,0700
ϕ_{KK}	-90,382	52,560	-1,7190	-76,707	39,920	-1,9220	-42,114	37,20	-1,1320
β_{WD}	-2,7216	1,8970	-1,4350	-2,4076	1,7170	-1,4020	—	—	—
β_{WR}	-1,9659	1,4160	-1,3880	-1,9042	1,3980	-1,3630	0,6861	0,6187	1,1090
β_{WF}	2,0027	1,8250	1,0970	1,8400	1,7670	1,0410	1,0461	1,0670	0,9808
φ_{WK}	8,5292	7,0420	1,2110	7,8272	6,7750	1,1550	-2,7303	4,3130	-0,6330
β_{DR}	2,2609	1,4030	1,6120	2,2939	1,3900	1,6500	—	—	—
β_{DF}	0,4493	1,6060	0,2798	0,4393	1,5940	0,2756	—	—	—
φ_{DK}	-11,730	7,0380	-1,6670	-10,160	5,8240	-1,7440	—	—	—
β_{RF}	3,3467	1,7490	1,9140	3,1391	1,6600	1,8920	2,9657	1,7540	1,6900
φ_{RK}	0,1873	7,4900	0,0250	1,1697	7,0320	0,1663	3,5169	5,5180	0,6373
φ_{FK}	-3,3263	8,1820	-0,4066	-3,9697	7,9670	-0,4983	-9,0320	5,9760	-1,5110
δ_T	4,2017	1,7520	2,3980	3,7668	1,3720	2,7450	1,7631	1,1740	1,5020
δ_{TT}	-0,0021	0,0009	-2,1910	-0,0020	0,0009	-2,1820	-0,0010	0,0007	-1,4100
δ_{WT}	0,0452	0,0339	1,3350	0,0428	0,0331	1,2930	-0,0135	0,0135	-0,9980
δ_{DT}	-0,0720	0,0343	-2,1020	-0,0661	0,0308	-2,1490	—	—	—
δ_{RT}	0,0413	0,0196	2,1100	0,0414	0,0194	2,1270	0,0303	0,0158	1,9150
δ_{FT}	-0,0671	0,0331	-2,0310	-0,0669	0,0328	-2,0380	-0,0628	0,0256	-2,4560
χ_{KT}	-0,4390	0,1877	-2,3380	-0,3916	0,1455	-2,6910	-0,1660	0,1243	-1,3350
ξ_2	0,0051	0,0372	0,1370	0,0068	0,0366	0,1860	0,0225	0,0347	0,6479
ξ_3	0,3850	0,0449	8,5680	0,3842	0,0446	8,6210	0,3805	0,0367	10,380
ξ_4	0,6117	0,0535	11,430	0,6087	0,0526	11,570	0,6035	0,0414	14,590
ξ_5	1,1900	0,0684	17,400	1,1813	0,0644	18,330	1,1627	0,0499	23,310
ξ_6	1,4485	0,0806	17,980	1,4344	0,0721	19,910	1,3861	0,0590	23,490
ξ_7	1,3480	0,0848	15,890	1,3339	0,0768	17,370	1,2969	0,0635	20,410
ξ_8	1,2304	0,0806	15,260	1,2175	0,0734	16,580	1,1807	0,0608	19,400
ξ_9	1,0061	0,0698	14,420	0,9974	0,0659	15,140	0,9725	0,0520	18,690
ξ_{10}	0,7710	0,0565	13,650	0,7654	0,0544	14,080	0,7527	0,0432	17,440
ξ_{11}	0,3147	0,0487	6,4630	0,3124	0,0480	6,5070	0,3231	0,0369	8,7530
ξ_{12}	0,1878	0,0636	2,9530	0,1875	0,0631	2,9700	0,2418	0,0525	4,6030
β_0	-3781,3	2380,00	-1,5890	-3185,7	1855,00	-1,7180	-1982,2	1686,0	-1,175
R^2	0,9905			0,9905			0,9883		
$\overline{R^2}$	0,9841			0,9844			0,9827		
AIC	0,0054			0,0054			0,0058		
BIC	0,0154			0,0148			0,0136		
DW	1,8320			1,8180			1,5932		

Fortsetzung der Tabelle 6.1:

Parameter	Modell IV			Modell V			Modell VI		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
β_X	-34,033	51,520	-0,6606	-145,78	59,920	-2,4330	-5,3207	5,1550	-1,0320
β_D	70,7850	53,620	1,3200	93,730	74,400	1,2600	-8,0274	4,9280	-1,6290
β_R	—	—	—	45,477	58,930	0,7718	-2,1997	3,9120	-0,5623
β_F	-16,416	52,600	-0,3121	—	—	—	-15,719	6,3210	-2,4870
ϕ_K	110,62	407,700	0,2713	370,66	542,40	0,6833	—	—	—
β_{XX}	2,4440	2,1090	1,1590	5,6312	2,8160	2,0000	2,0503	1,7800	1,1520
β_{DD}	-1,5799	2,1610	-0,7311	-1,0001	2,7250	-0,3670	0,5449	1,7320	0,3147
β_{RR}	—	—	—	-2,0699	1,4920	-1,3880	-2,2718	1,5140	-1,5000
β_{FF}	1,2861	1,5840	0,8118	—	—	—	-1,0189	2,1180	-0,4810
ϕ_{KK}	-8,7237	41,4900	-0,2103	-41,716	56,690	-0,7359	—	—	—
β_{WD}	-0,7224	1,8420	-0,3922	-1,9463	2,4370	-0,7986	-1,4224	1,5840	-0,8979
β_{WR}	—	—	—	-1,6333	1,2760	-1,2800	-1,0185	1,2760	-0,7980
β_{WF}	-0,5032	1,3080	-0,3846	—	—	—	1,2820	1,5090	0,8498
φ_{WK}	2,8772	5,7860	0,4973	15,075	6,5510	2,3010	—	—	—
β_{DR}	—	—	—	2,9266	1,3380	2,1870	1,6201	1,1250	1,4400
β_{DF}	1,9206	1,2290	1,5630	—	—	—	0,9199	1,0980	0,8379
φ_{DK}	-7,6397	5,7350	-1,3320	-10,410	7,9010	-1,3170	—	—	—
β_{RF}	—	—	—	—	—	—	1,7328	1,4410	1,2030
φ_{RK}	—	—	—	-5,0085	5,9090	-0,8475	—	—	—
φ_{FK}	0,0960	5,3620	0,0179	—	—	—	—	—	—
δ_T	1,1691	1,2930	0,9042	2,1803	1,8130	1,2030	0,0974	0,1207	0,8069
δ_{TT}	-0,0020	0,0007	-3,0060	-0,0023	0,0009	-2,5190	-0,0003	0,0004	-0,6991
δ_{WT}	0,0270	0,0345	0,7837	0,0572	0,0339	1,6870	0,0073	0,0159	0,4592
δ_{DT}	-0,0321	0,0319	-1,0040	-0,0462	0,0351	-1,3170	-0,0137	0,0145	-0,9426
δ_{RT}	—	—	—	0,0221	0,0210	1,0520	0,0286	0,0123	2,3290
δ_{FT}	-0,0022	0,0281	-0,0784	—	—	—	-0,0342	0,0214	-1,6010
χ_{KT}	-0,1160	0,1305	-0,8894	-0,2609	0,1965	-1,3270	—	—	—
ξ_2	0,0585	0,0393	1,4880	-0,0263	0,0489	-0,5390	0,0089	0,0360	0,2474
ξ_3	0,3966	0,0459	8,6400	0,3451	0,0550	6,2760	0,3725	0,0400	9,3150
ξ_4	0,5682	0,0538	10,560	0,5411	0,0641	8,4360	0,5787	0,0455	12,720
ξ_5	1,0434	0,0624	16,730	1,0819	0,0775	13,970	1,1391	0,0519	21,960
ξ_6	1,2327	0,0697	17,690	1,3251	0,0901	14,700	1,3833	0,0569	24,320
ξ_7	1,1345	0,0697	16,280	1,2249	0,0913	13,420	1,2848	0,0609	21,090
ξ_8	1,0281	0,0698	14,730	1,1212	0,0897	12,500	1,1701	0,0608	19,260
ξ_9	0,8729	0,0662	13,190	0,9081	0,0811	11,200	0,9519	0,0577	16,490
ξ_{10}	0,6765	0,0587	11,520	0,6652	0,0693	9,6000	0,7285	0,0502	14,510
ξ_{11}	0,2932	0,0530	5,5360	0,2091	0,0620	3,3720	0,2910	0,0471	6,1830
ξ_{12}	0,2719	0,0656	4,1450	-0,0476	0,0776	-0,6139	0,1322	0,0529	2,5020
β_0	-565,85	2000,0	-0,2829	-1603,0	2608,0	-0,6147	98,512	21,030	4,6840
R^2	0,9852			0,9774			0,9881		
$\overline{R^2}$	0,9781			0,9664			0,9823		
AIC	0,0073			0,0112			0,0059		
BIC	0,0172			0,0263			0,0139		
DW	1,6106			1,3309			1,7879		

Fortsetzung der Tabelle 6.1:

Parameter	Modell VII			Modell VIII			Modell IX		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
β_X	-42,501	31,660	-1,3420	-46,004	34,950	-1,3160	-14,300	48,5200	-0,2948
β_D	7,8189	33,530	0,2332	8,1185	33,800	0,2402	-2,3866	38,8100	-0,0615
β_R	13,581	40,520	0,3352	15,013	41,230	0,3641	-107,24	40,8000	-2,6280
β_F	-10,014	52,210	-0,1918	-10,951	52,740	-0,2076	87,287	44,6500	1,9550
ϕ_K	-38,702	136,10	-0,2843	-53,173	149,30	-0,3562	6,4225	19,3900	0,3312
β_{XX}	4,0040	1,9570	2,0460	4,1795	2,0980	1,9920	—	—	—
β_{DD}	2,3642	1,9040	1,2420	2,3876	1,9200	1,2430	—	—	—
β_{RR}	-1,4502	1,4420	-1,0060	-1,3851	1,4760	-0,9383	—	—	—
β_{FF}	-2,7949	2,4800	-1,1270	-2,7671	2,5010	-1,1060	—	—	—
ϕ_{KK}	3,3807	12,810	0,2639	4,8349	14,20	0,3404	—	—	—
β_{WD}	-3,0861	1,6930	-1,8230	-3,1336	1,7170	-1,8260	-0,0623	0,5027	-0,1240
β_{WR}	0,1797	1,3390	0,1342	0,0911	1,3960	0,0652	-0,8359	1,2620	-0,6624
β_{WF}	0,4646	1,3540	0,3431	0,5596	1,4180	0,3946	1,6057	1,5480	1,0370
φ_{WK}	3,9219	3,0740	1,2760	4,2327	3,3460	1,2650	1,1140	5,4180	0,2056
β_{DR}	0,2136	1,2060	0,1771	0,2506	1,2240	0,2047	2,0833	1,2010	1,7350
β_{DF}	1,7585	1,0800	1,6290	1,7121	1,1040	1,5510	0,0421	1,2850	0,0327
φ_{DK}	-1,6872	3,1660	-0,5330	-1,6998	3,1900	-0,5329	-0,8239	4,3680	-0,1886
β_{RF}	1,0925	1,6920	0,6456	1,0139	1,7350	0,5845	1,0013	0,8208	1,2200
φ_{RK}	-1,5798	3,9220	-0,4028	-1,6982	3,9810	-0,4266	10,6500	4,1570	2,5620
φ_{FK}	0,6423	4,8640	0,1321	0,7455	4,9180	0,1516	-11,401	4,6050	-2,4760
δ_T	—	—	—	-0,0008	0,0031	-0,2453	0,7840	0,4353	1,8010
δ_{TT}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
δ_{WT}	—	—	—	—	—	—	0,0203	0,0258	0,7877
δ_{DT}	—	—	—	—	—	—	-0,0320	0,0254	-1,2600
δ_{RT}	—	—	—	—	—	—	0,0501	0,0178	2,8210
δ_{FT}	—	—	—	—	—	—	-0,0984	0,0222	-4,4370
χ_{KT}	—	—	—	—	—	—	-0,0497	0,0461	-1,0770
ξ_2	0,0126	0,0392	0,3222	0,0132	0,0396	0,3346	0,0041	0,0360	0,1150
ξ_3	0,3880	0,0444	8,7360	0,3899	0,0454	8,5900	0,3572	0,0381	9,3680
ξ_4	0,5908	0,0518	11,400	0,5935	0,0534	11,110	0,5744	0,0428	13,4100
ξ_5	1,1478	0,0604	19,010	1,1501	0,0616	18,670	1,1475	0,0530	21,6300
ξ_6	1,3927	0,0649	21,470	1,3941	0,0656	21,250	1,3991	0,0617	22,6700
ξ_7	1,2989	0,0687	18,900	1,3004	0,0695	18,720	1,3133	0,0674	19,4900
ξ_8	1,1745	0,0681	17,260	1,1755	0,0687	17,120	1,1980	0,0632	18,9600
ξ_9	0,9519	0,0645	14,760	0,9531	0,0651	14,630	0,9856	0,0561	17,5900
ξ_{10}	0,7243	0,0553	13,100	0,7253	0,0559	12,980	0,7622	0,0470	16,2200
ξ_{11}	0,2937	0,0513	5,7220	0,2941	0,0517	5,6840	0,3259	0,0428	7,6220
ξ_{12}	0,1396	0,0623	2,2420	0,1423	0,0637	2,2350	0,2005	0,0577	3,4730
β_0	278,28	727,20	0,3827	350,03	788,80	0,4438	62,0340	184,90	0,3354
$\frac{R^2}{R^2}$			0,9861			0,9861			0,9888
AIC			0,9794			0,9791			0,9832
BIC			0,0069			0,0070			0,0056
DW			0,0162			0,0169			0,0136
			1,5755			1,5667			1,6584

Fortsetzung der Tabelle 6.1:

Para- meter	Modell X			Modell XI			Modell XII		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
β_X	-1,2619	0,3643	-3,4640	1,3901	0,2153	6,4560	1,5792	0,2323	6,8000
β_D	-0,1677	0,2144	-0,7822	-1,1515	0,2226	-5,1730	-1,5508	0,2193	-7,0710
β_R	-0,1510	0,4642	-0,3254	0,6589	0,1557	4,2320	0,5764	0,1509	3,8190
β_F	-1,6015	0,2285	-7,0080	-0,2114	0,2115	-0,9994	—	—	—
ϕ_K	4,3830	1,6490	2,6580	4,5725	0,8735	5,2350	1,7757	0,6186	2,8700
β_{XX}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{DD}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{RR}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{FF}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_{KK}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{WD}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{WR}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{WF}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_{WK}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{DR}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{DF}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_{DK}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
β_{RF}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_{RK}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
ϕ_{FK}	—	—	—	—	—	—	—	—	—
δ_T	0,4693	0,2776	1,6910	0,0149	0,0034	4,3640	—	—	—
δ_{TT}	-0,0023	0,0005	-4,6720	—	—	—	—	—	—
δ_{WT}	0,0288	0,0058	4,9430	—	—	—	—	—	—
δ_{DT}	0,0009	0,0044	0,2127	—	—	—	—	—	—
δ_{RT}	0,0072	0,0068	1,0560	—	—	—	—	—	—
δ_{FT}	0,0257	0,0059	4,3160	—	—	—	—	—	—
χ_{KT}	-0,0814	0,0302	-2,7000	—	—	—	—	—	—
ξ_2	0,0274	0,0414	0,6620	-0,0548	0,0849	-0,6455	-0,0448	0,0935	-0,4787
ξ_3	0,3761	0,0421	8,9270	0,2131	0,0856	2,4910	0,2325	0,0940	2,4720
ξ_4	0,5742	0,0448	12,830	0,3456	0,0869	3,9770	0,3573	0,0945	3,7820
ξ_5	1,1014	0,0536	20,560	0,8538	0,0929	9,1900	0,8556	0,0987	8,6650
ξ_6	1,3098	0,0645	20,320	1,0064	0,1034	9,7370	0,9874	0,1081	9,1340
ξ_7	1,2196	0,0669	18,230	0,9323	0,1053	8,8530	0,9090	0,1098	8,2800
ξ_8	1,1052	0,0664	16,640	0,8258	0,1049	7,8730	0,7968	0,1106	7,2040
ξ_9	0,9189	0,0604	15,220	0,6366	0,1021	6,2350	0,5965	0,1084	5,5050
ξ_{10}	0,7067	0,0510	13,860	0,4904	0,0941	5,2140	0,4603	0,1011	4,5540
ξ_{11}	0,2964	0,0463	6,4050	0,0967	0,0906	1,0670	0,0571	0,0980	0,5831
ξ_{12}	0,2336	0,0616	3,7900	-0,1657	0,0961	-1,7240	-0,1310	0,1039	-1,2600
β_0	-11,409	14,140	-0,8068	-31,993	8,5900	-3,7250	-6,5499	6,5420	-1,0010
$\frac{R^2}{R^2}$			0,9811			0,9088			0,8864
AIC			0,9751			0,8889			0,8651
BIC			0,0079			0,0337			0,0403
DW			0,0150			0,0546			0,0618
			1,0498			0,8954			0,7632

Fortsetzung der Tabelle 6.1:

Parameter	Modell XIII			Modell XIV		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
β_X	-0,0931	0,3747	-0,2485	1,5806	0,2337	6,7630
β_D	-0,9133	0,2515	-3,6320	-1,5378	0,2264	-6,7940
β_R	-1,1582	0,5878	-1,9700	0,5968	0,1718	3,4730
β_F	-	-	-	-0,0587	0,2312	-0,2539
ϕ_K	0,0817	1,8420	0,0444	1,7318	0,6459	2,6810
β_{XX}	—	—	—	—	—	—
β_{DD}	—	—	—	—	—	—
β_{RR}	—	—	—	—	—	—
β_{FF}	—	—	—	—	—	—
ϕ_{KK}	—	—	—	—	—	—
β_{WD}	—	—	—	—	—	—
β_{WR}	—	—	—	—	—	—
β_{WF}	—	—	—	—	—	—
φ_{WK}	—	—	—	—	—	—
β_{DR}	—	—	—	—	—	—
β_{DF}	—	—	—	—	—	—
φ_{DK}	—	—	—	—	—	—
β_{RF}	—	—	—	—	—	—
φ_{RK}	—	—	—	—	—	—
φ_{FK}	—	—	—	—	—	—
δ_T	-0,2524	0,3422	-0,7375	—	—	—
δ_{TT}	-0,0009	0,0005	-1,8640	—	—	—
δ_{WT}	0,0152	0,0069	2,2020	—	—	—
δ_{DT}	0,0098	0,0056	1,7600	—	—	—
δ_{RT}	0,0241	0,0084	2,8820	—	—	—
δ_{FT}	-	-	-	—	—	—
χ_{KT}	0,0026	0,0364	0,0713	—	—	—
ξ_2	-0,0080	0,0539	-0,1480	-0,0449	0,0940	-0,4770
ξ_3	0,3390	0,0554	6,1240	0,2336	0,0947	2,4670
ξ_4	0,5214	0,0579	9,0100	0,3611	0,0962	3,7530
ξ_5	1,0666	0,0655	16,2800	0,8624	0,1029	8,3780
ξ_6	1,2810	0,0767	16,7000	0,9965	0,1145	8,7020
ξ_7	1,1975	0,0782	15,3200	0,9185	0,1167	7,8740
ξ_8	1,0915	0,0790	13,8100	0,8052	0,1161	6,9340
ξ_9	0,8785	0,0745	11,8000	0,6039	0,1128	5,3520
ξ_{10}	0,6542	0,0648	10,1000	0,4660	0,1041	4,4780
ξ_{11}	0,2230	0,0597	3,7350	0,0615	0,1000	0,6145
ξ_{12}	0,0508	0,0751	0,6766	-0,1264	0,1061	-1,1920
β_0	21,8820	16,6400	1,3150	-6,0484	6,8730	-0,8800
$\frac{R^2}{R^2}$			0,9661			0,8865
AIC			0,9564			0,8635
BIC			0,0136			0,0411
DW			0,0246			0,0647
			0,8977			0,7544

Der Vergleich der Bestimmtheitsmaße führt allerdings zu dem Ergebnis, dass die Modelle von I bis X einen etwas höheren Erklärungsbeitrag leisten als die übrigen Modelle. Allerdings kann allein auf Grundlage nur der Determinationskoeffizienten keine hinreichende statistische Beurteilung der Modelle vorgenommen werden, u.a. auch deshalb, weil die Unterschiede zwischen den ausgewiesenen Werten der Bestimmtheitsmaße zu gering sind, um eine endgültige Aussage zur Auswahl der Angebotsfunktion zu treffen. Deswegen wurden weitere statistische Kriterien, die in der empirischen Forschung üblich sind, herangezogen, wie z.B. Akaikes Informationskriterium (AIC) und das Schwarz-Bayessche Informationskriterium (BIC)²³⁵. Die Modelle mit einem kleineren AIC- und/oder BIC-Wert werden bevorzugt. Vergleicht man die statistische Güte der Modelle sowohl nach dem Kriterium der R^2 -Werte als auch der AIC- und BIC-Werte, so ist die unrestringierte Translog-Angebotsfunktion (Modell I) nach allen Kriterien vorzuziehen.

Zum Test auf Autokorrelation erster Ordnung der Störterme wurde der DURBIN-WATSON-Test (DW-Statistik) durchgeführt. Die Verwendung des DURBIN-WATSON-Tests zur Auswahl einer Angebotsfunktion für Rohmilch erscheint in dem vorliegenden Fall bedeutungsvoll, da mit Hilfe dieses Test die Wahrscheinlichkeit vermindert werden kann, dass eine falsche Funktionsform für Angebotsfunktion und/oder das Fehlen wichtiger exogener Variablen, d.h. ein falscher Funktionszusammenhang zwischen endogenen und exogenen Variablen der Angebotsfunktion, gewählt wird. In der ökonometrischen Literatur wurde der DURBIN-WATSON-Test als allgemeiner Test einer falschen Modellspezifizierung bezeichnet (vgl. GUJARATI, 1995, S. 462-464).

Aus der Tabelle für die DURBIN-WATSON-Statistik erhält man die kritischen Werte, die den Indeterminiertheitsbereich festlegen, nämlich für 95 Beobachtungen und 20 erklärende Variable bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % bzw. 1 % die Werte 1,079 und 2,054 bzw. 1,197 und 2,186²³⁶. Die DW-Statistiken liegen für die Modelle I bis X zwischen 1,83 und 1,05. Wie zu sehen ist, fallen die errechneten DW-Werte in diesen Modellen in den Indeterminiertheitsbereich, so dass die Frage, ob Autokorrelation tatsächlich vorliegt, nicht entschieden werden kann. Obwohl die Stichprobe als relativ groß bezeichnet werden kann, ist es schwierig, definitive Schlussfolgerungen bezüglich der Autokorrelation für die Modelle I bis X zu ziehen, da bei einer größeren Anzahl der exogenen Variablen (bei Modell X 23 exogene Variablen) der Bereich der

²³⁵ Vgl. dazu VERBEEK (2000, S. 54); RAMANATHAN (1992, S. 167); JUDGE et al. (1985, S. 244).

²³⁶ Die kritischen Werte wurden für $n=95$ und $k'=20$ festgelegt, wobei n die Anzahl der Beobachtungen und k' die Anzahl der echten exogenen Variablen, d.h. ohne Konstante, ist. Die Werte für $n=96$ und $k'>20$ waren in der verfügbaren Tabelle nicht verzeichnet (vgl. GREENE, 1993, S. 740 und S. 743).

Indeterminiertheit relativ groß bleibt. Im Gegensatz zu den ersten zehn Modellen weist die DURBIN-WATSON-Statistik darauf hin, dass die H_0 -Hypothese für die Autokorrelation erster Ordnung für die Modelle XI bis XIV nicht abgelehnt werden kann. Wenn es keine anderen Gründe für das Auftreten von Autokorrelation gibt, kann auf Grund des DURBIN-WATSON-Tests die Spezifizierung dieser Modelle für die Angebotsfunktion als falsch bezeichnet werden.

Zur Darstellung des Signifikanzniveaus der geschätzten Parameter der Translog-Angebotsfunktion für Rohmilch sind neben den geschätzten Parametern die Standardfehler und die t -Werte aufgeführt. Aus der Tabelle für die t -Verteilung erhält man bei alternativen Irrtumswahrscheinlichkeiten von 5 % und 1 % die kritischen Werte, nämlich 1,662 und 2,368²³⁷. Vergleicht man die Ergebnisse für die geschätzten Parameter der Modelle, so kann man feststellen, dass die geschätzten Parameter der Translog-Angebotsfunktion statistisch gut gesichert sind. Aus Tabelle 6.1 ist ersichtlich, dass von den 39 geschätzten Parametern des Models I 21 Parameter mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % statistisch gegen Null gesichert sind. Hierbei ist zu bemerken, dass die H_0 -Hypothese (der Parameter der Grundgesamtheit ist Null) für die geschätzten Parameter der saisonalen Dummy-Variablen mit der Ausnahme der saisonalen Dummy-Variable für Februar sogar mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abzulehnen ist. Vergleich man die Signifikanzniveaus der geschätzten Parameter der verschiedenen Modelle, kann festgestellt werden, dass Modell X auf ein höheres Signifikanzniveau hinweist. Hier sind von den 24 geschätzten Parametern 17 mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % statistisch gegen Null gesichert.

Die verschiedenen Spezialfälle der Translog-Angebotsfunktion sind so formuliert worden, dass sich die in den jeweiligen Formulierungen enthaltenen Hypothesen mit Hilfe des F-Testes überprüfen lassen. Neben der Anzahl der Freiheitsgrade (DF) sind in der Tabelle 6.2 auch die errechneten F-Werte und die Irrtumswahrscheinlichkeiten für eine Ablehnung der betreffenden Parameterrestriktionen (p-Werte) aufgeführt. So zeigt das Ergebnis des F-Testes für Modell II, dass die Hypothese über Homogenität von Grade Null der Translog-Angebotsfunktion in Preisen mit einer hohen Irrtumswahrscheinlichkeit nicht abgelehnt werden kann. Für die Modelle V und VII belaufen sich die Irrtumswahrscheinlichkeiten zwischen 0 % und 0,2 %. Damit kann die H_0 -Hypothese bei den gegebenen Daten nicht aufrechterhalten werden, dass die exogenen Variablen Auszahlungspreis für Rinder (W_R), landwirtschaftlicher Inputpreis für Mischfutter (W_F)

²³⁷ Die kritischen Werte wurden für $n=90$ festgelegt, wobei n die Anzahl der Beobachtungen ist. Die Werte für $n=96$ sind in der verfügbaren Tabelle nicht verzeichnet (vgl. GREENE, 1993, S.731).

und die Trendvariable (T) auf die endogene Variable (Rohmilchanlieferung) keinen statistisch signifikanten Einfluss ausüben.

Tabelle 6.2: Ergebnisse des F-Tests zur Angebotsfunktion

Modell	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
DF	1;57	7;57	7;57	7;57	7;57	7;57	6;57	6;57	15;57	21;57	23;57	17;57	22;57
F-Wert	0,163	1,838	4,494	11,21	2,061	3,748	4,359	2,231	3,733	23,31	27,11	8,608	28,31
p-Wert	0,688	0,096	0,001	0,000	0,063	0,002	0,001	0,015	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Auch die Hypothese, der quasi-fixe Inputfaktor Milchkuhbestand (Z_K , Modell VI) habe keinen Einfluss, wurde aufgrund der Irrtumswahrscheinlichkeit von 6,3 % noch abgelehnt. Die Hypothese, dass der Direktvermarktpreis für Rohmilch (W_D) keinen Einfluss hat, kann allerdings nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fast 10 % abgelehnt werden (vgl. Modell III). Demgegenüber wurden die in Modell VIII enthaltenen Hypothesen bezüglich der Trendvariablen aufgrund der niedrigen Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt. Außerdem wurde mit Hilfe des F-Tests geprüft, ob die Angebotsfunktion im hier vorliegenden Fall eine Cobb-Douglas-Funktionsform hat. Dabei wurden alternative Angebotsfunktionen in Cobb-Douglas-Funktionsform mit und ohne Berücksichtigung der Trendvariablen getestet. Die Werte der F-Statistik für die Modelle XI bis XIV wie auch andere Testmaße (z.B. R^2 und DW-Statistik) weisen darauf hin, dass die Angebotsfunktion in Translog-Funktionsform nicht auf die Cobb-Douglas-Funktionsform reduziert werden kann.

6.5.2.2 Geschätzte Angebotselastizitäten

Im Gegensatz zur Angebotsfunktion in Cobb-Douglas-Funktionsform können die geschätzten Parameter der Angebotsfunktion in der Translog-Funktionsform nach dem Kriterium der ökonomischen Plausibilität nicht auf den ersten Blick beurteilt werden, da die ökonomisch interpretierbaren Kennziffern, wie z.B. die Angebotselastizitäten, Funktionen mehrerer Parameter sind. Um die Angebotselastizitäten aus den geschätzten Parametern zu gewinnen, wurde die Translog-Angebotsfunktion (6.20) nach den jeweiligen Preisen und dem fixen Faktor entsprechend den oben angeführten Gleichungen (6.24) und (6.25) abgeleitet. Unter Verwendung der Mittelwerte der logarithmierten Preis- und Mengenvariablen und der Varianzen und Kovarianzen der jeweiligen Parameter²³⁸ sind die Mittelwerte der jeweiligen Angebotselastizitäten ermittelt worden (vgl. Tabelle 6.3). Neben den Mittelwerten sind in der Tabelle 6.3 auch die Standardfehler und die t-Werte aufgeführt. In ökonomischer Hinsicht sind die errechneten Mittelwerte der Angebotselastizitäten überwiegend, aber nicht in allen Modellen plausibel. Dazu zählen die Modelle IV bis IX, wo sich sowohl bei den Preiselastizitäten als auch bei den Elastizitäten des fixen Faktors einzelne schwer

²³⁸ Vgl. GREENE (1993, S. 210).

interpretierbare Schätzergebnisse finden. Im Gegensatz zu diesen Modellen stimmen die Ergebnisse der geschätzten Angebotselastizitäten, die durch die Modelle III, X und XI bis XIV errechnet worden sind, mit der ökonomischen Theorie überein. Außerdem weisen die Angebotsfunktionen, die durch die Modelle XI, XII und XIV bezeichnet sind, zum einen konstante Angebotselastizitäten über den gesamten Zeitraum auf. Zum anderen deuten aber die Ergebnisse sowohl der statistischen Abbildungsgüte als auch statistischen Testmaße und Kriterien darauf, dass die Modelle von XI bis XIV im Vergleich zu den anderen Modellen relativ schlecht an die Daten angepasst sind (vgl. Tabelle 6.1).

Deswegen beschränkt sich die Analyse der geschätzten Angebotselastizitäten nur auf drei Modelle, nämlich die Modelle I, II und X, die nach den Kriterien zum einen der statistischen Anpassungsgüte und zum anderen der ökonomischen Plausibilität zu den besten gehören. Dabei ist zu bemerken, dass sich die ersten beiden Modelle in statistischer Sicht kaum von einander unterscheiden, so dass die errechneten Mittelwerte der Angebotselastizitäten auf einem ähnlichen Niveau liegen und etwa die gleiche statistische Signifikanz ausweisen. Die Angebotselastizität des fixen Faktors widerspricht wegen des negativen Vorzeichens in den beiden ersten Modellen den theoretischen Erwartungen, ist allerdings nicht signifikant von Null verschieden. Die Ergebnisse des Modells X zeigen, dass sich die berechnete Angebotselastizitäten etwas von den ersten beiden Modellen unterscheiden. So liegt z.B. die Preiselastizität der Rohmilch in diesen Modellen zwischen 0,13 bzw. 0,40. Diese Unterschiede sind allerdings im Zusammenhang mit der Funktionsform zu sehen. Zum Vergleich sind in Abschnitt 6.5 die Elastizitätswerte von anderen Studien wie z.B. von SUZUKI et al. (1993), LOPEZ et al. (1994) und anderen aufgeführt, die die Schätzergebnisse der Preiselastizität der Rohmilch ermittelt haben, die etwa gleich mit den hier errechneten Elastizitäten sind.

Im Hinblick auf die Beurteilung der Kreuzpreiselastizitäten und insbesondere ihrer Vorzeichen weisen die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Angebotsfunktion in der Ukraine überwiegend plausible Ergebnisse auf. Unter Berücksichtigung der marktspezifischen Bedingungen auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch²³⁹ liefert die vorliegende Arbeit interessante ökonometrische Ergebnisse. Im Vergleich zu den bisherigen ökonometrischen Studien ist in der vorliegenden Arbeit eine Modellvariable "Direktvermarktung der Rohmilch" verwendet worden.

²³⁹ Zu den Bedingungen auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch vgl. Abschnitt 2.3.

Tabelle 6.3: Schätzergebnisse für die Mittelwerte der Angebotselastizitäten

Modell		Auszahlungs- preis	Direktver- mark- tungspreis	Rindfleisch- preis	Mischfutter- preis	Milchkuh- bestand
I	Mittelwert	0,4025	-0,0915	0,3122	-0,5083	-1,2387
	Std.-Fehl.	0,2184	0,1672	0,2875	0,2645	1,5231
	t-Wert	1,8429	-0,5471	1,0861	-1,9222	-0,8132
II	Mittelwert	0,3477	-0,0896	0,2590	-0,5171	-1,1586
	Std.-Fehl.	0,1699	0,1659	0,2537	0,2617	1,4993
	t-Wert	2,0464	-0,5397	1,0210	-1,9764	-0,7728
III	Mittelwert	0,2096	–	0,0083	-0,4983	0,6538
	Std.-Fehl.	0,1566	–	0,2241	0,2441	1,1617
	t-Wert	1,3387	–	0,0369	-2,0415	0,5628
IV	Mittelwert	-0,3203	-0,0225	–	-0,1093	1,5516
	Std.-Fehl.	0,1846	0,1778	–	0,1292	1,2434
	t-Wert	-1,7346	-0,1265	–	-0,8459	1,2479
V	Mittelwert	0,5272	-0,3562	-0,1119	–	-1,5800
	Std.-Fehl.	0,2215	0,1945	0,2633	–	1,1524
	t-Wert	2,3799	-1,8317	-0,4250	–	-1,3711
VI	Mittelwert	0,3550	-0,1545	0,0991	-0,4519	–
	Std.-Fehl.	0,1483	0,1432	0,1995	0,1545	–
	t-Wert	2,3932	-1,0791	0,4967	-2,9243	–
VII	Mittelwert	0,3917	-0,2411	0,4872	-0,6295	-1,0881
	Std.-Fehl.	0,1473	0,1516	0,1754	0,1420	0,4690
	t-Wert	2,6591	-1,5906	2,7776	-4,4342	-2,3201
VIII	Mittelwert	0,3864	-0,2503	0,5046	-0,6544	-1,2755
	Std.-Fehl.	0,1499	0,1572	0,1905	0,1752	0,8982
	t-Wert	2,5773	-1,5917	2,6489	-3,7346	-1,4201
IX	Mittelwert	0,2713	0,0223	0,2235	-0,7369	0,3739
	Std.-Fehl.	0,1778	0,1497	0,2498	0,1989	1,1618
	t-Wert	1,5265	0,1492	0,8947	-3,7045	0,3218
X	Mittelwert	0,1360	-0,1225	0,1975	-0,3563	0,4338
	Std.-Fehl.	0,1816	0,1540	0,1749	0,1569	0,6837
	t-Wert	0,7490	-0,7953	1,1298	-2,2710	0,6345
XI	Mittelwert	1,3901	-1,1515	0,6589	-0,2114	4,5725
	Std.-Fehl.	0,2153	0,2226	0,1557	0,2115	0,8735
	t-Wert	6,4561	-5,1729	4,2323	-0,9994	5,2347
XII	Mittelwert	1,5792	-1,5508	0,5764	–	1,7757
	Std.-Fehl.	0,2323	0,2193	0,1509	–	0,6184
	t-Wert	6,7992	-7,0718	3,8190	–	2,8714
XIII	Mittelwert	0,6458	-0,4366	0,0105	–	0,2075
	Std.-Fehl.	0,1968	0,1962	0,2033	–	0,7264
	t-Wert	3,2810	-2,2247	0,0516	–	0,2856
XIV	Mittelwert	1,5806	-1,5378	0,5968	-0,0587	1,7318
	Std.-Fehl.	0,2337	0,2264	0,1718	0,2312	0,6452
	t-Wert	6,7635	-6,7940	3,4731	-0,2539	2,6840

In den bisherigen ökonometrischen Studien wurde allerdings bei der ökonometrischen Schätzung auf eine ähnliche Modellvariable verzichtet. Die Direktvermarktung von Rohmilch spielt im Gegensatz zu den Industrieländern eine besondere Rolle sowohl in der Ukraine²⁴⁰ als auch in anderen Ländern Mittel- und Osteuropas. Während des Transformationsprozesses sind neue marktwirtschaftliche Beziehungen auf den Agrar- und Ernährungswirtschaftsmärkten zwischen Erzeuger- und dem Verbraucher entstanden. Das gilt auch für den Rohmilchmarkt der Ukraine. Wie zu erwarten, sind die ermittelten Kreuzpreiselastizitäten zwischen der Rohmilchanlieferung an die Milchverarbeitungsindustrie und der Direktvermarktung der Milch an den Endverbraucher negativ, so dass diese Vermarktungskanäle in Substitutionsbeziehung zueinander stehen.

In der bisherigen empirischen Forschung wurde überwiegend positive Kreuzpreiselastizität zwischen der Rohmilch und den Rindern festgestellt²⁴¹. Auch in der vorliegenden ökonometrischen Schätzung der Angebotsfunktion wurde eine positive Kreuzpreiselastizität zwischen der Rohmilch und den Rindern ermittelt. So stehen diese beiden landwirtschaftlichen Produktionszweige auch in der Ukraine in Komplementaritätsbeziehung zueinander. Hierbei sind einige produktionsspezifische Gründe, die in der Ukraine z.Z. dominieren, zu nennen. Erstens besteht in dem Bereich der Rinderfleischproduktion eine geringere Spezialisierung als in den meisten entwickelten Marktwirtschaften. Zweitens kommt das Rindfleischangebot meistens aus dem Kälberanfall und aus den Altkühen. Drittens, seit Ende der 90er Jahre werden Rohmilch und Rinder überwiegend in den sogenannten Hauswirtschaften produziert²⁴². Dadurch ist die Rinder- und Milchproduktion klein strukturiert und der Anfall an Milch und Rindfleisch besteht in einem weitgehenden festen Mengenverhältnis²⁴³.

Als nächstes wurde eine negative Kreuzpreiselastizität zwischen landwirtschaftlichen Inputpreis für Kraftmischfutter und der Rohmilch ermittelt. Bei näherer Betrachtung der Höhe der Preiselastizität für Kraftmischfutter kann festgestellt werden, dass die Werte zwischen -0,50 (Modell I) bzw. -0,35 (Modell X) liegen und statistisch von Null verschieden sind. Diese Ergebnisse sind allerdings nicht überraschend, da der Anteil der Kraftmischfutter in der Futterration der Milchkühe einen großen Anteil ausmacht²⁴⁴.

Schließlich wurde die Angebotselastizität des fixen Faktors errechnet. Bei einer Erhöhung des Milchkuhbestandes ist ein positiver Effekt auf den

²⁴⁰ Zur Direktvermarktung von Rohmilch in der Ukraine vgl. Abschnitt 2.3.4.

²⁴¹ Vgl. z.B. BALL (1988).

²⁴² Zum Anteil der Rohmilch- und der Rinderproduktion in den Hauswirtschaften vgl. Abschnitt 2.3: Bedingungen auf dem Rohmilchmarkt.

²⁴³ Zur verbundenen Produktion bzw. Koppelproduktion vgl. KOESTER (2005, S. 99).

²⁴⁴ Zu dem Futtermittelverbrauch und dem Anteil des Kraftfutters vgl. Tabelle 4.10.

Rohmilchangebot zu erwarten. Jedoch ist die Angebotselastizität des fixen Faktors nicht in allen Modellen positiv. In der Literatur ist hauptsächlich der Aspekt vertreten, dass die erzeugte Rohmilchmenge in einer festen Beziehung zur Anzahl der Milchkühe steht. Hierbei ist zu bemerken, dass die erzeugte Rohmilch nicht immer angeboten worden ist. Dieses hervorstechende marktspezifische Merkmal ist insbesondere auf dem ukrainischen Rohmilchmarkt zu beobachten. Darauf wurde ausführlich in Abschnitt 2.3 eingegangen. Im Gegensatz zu den Modellen I und II weist diese Elastizität in Modell X ein positives Vorzeichen auf. Jedoch sind in Modell X die errechneten Angebotselastizitäten überwiegend statistisch nicht gesichert.

6.5.2.3 Homogenitätsgrad der Angebotsfunktion

Zur Überprüfung der Hypothese der Homogenität vom Grade Null in den Preisen wurde für alle geschätzten Modelle der Angebotsfunktion ein F-Test durchgeführt. Neben der Anzahl der Freiheitsgrade (DF) sind in der Tabelle 6.4 auch die errechneten F-Werte und die Irrtumswahrscheinlichkeit (p-Werte) für eine Ablehnung der Hypothese aufgeführt.

Tabelle 6.4: Testergebnisse zum Homogenitätsgrad in Preisen

Modell	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV
DF	1;57	1;58	1;64	1;64	1;64	1;64	1;64	1;63	1;63	1;72	1;78	1;80	1;74	1;79
F-Wert	0,163	0,163	2,270	4,349	0,029	0,807	0,003	0,006	1,247	0,620	10,82	8,447	0,870	6,396
p-Wert	0,688	0,688	0,137	0,041	0,866	0,372	0,958	0,940	0,268	0,434	0,002	0,005	0,354	0,013

Die Ergebnisse des F-Testes zeigen, dass die Hypothese über Homogenität von Grade Null der Translog-Angebotsfunktion in Preisen für die meisten Modelle nur mit einer hohen Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt werden kann. So z.B. belaufen sich die Irrtumswahrscheinlichkeiten für die Modelle I, II und X auf 0,688 und auf 0,434. Im Gegensatz zu diesen Modellen zeigt der F-Test, dass die H_0 -Hypothese für die Homogenität vom Grade Null in den Preisen in den Modellen XI, XII und XIV nicht aufrechterhalten wird.

6.5.2.4 Rate des technischen Fortschritts

Um den Einfluss des technischen Fortschritts auf das Angebot der Rohmilch in der Ukraine für den Zeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003 abzubilden, ist die geschätzte Angebotsfunktion um eine Zeitvariable ($T, T = 1, \dots, 96$) erweitert worden. Damit wird unterstellt, dass eine autonome Veränderung des Rohmilchangebots im Zeitablauf auf technischen Wandel zurückzuführen ist.

Tabelle 6.5: Schätzergebnisse zur mittleren Rate des technischen Fortschritts

Modell	Mittelwert	Standard Fehler	t-Wert
Modell I	-0,0005	0,0108	-0,0481
Modell II	0,0019	0,0090	0,2109
Modell III	0,0167	0,0066	2,5250
Modell IV	0,0276	0,0055	4,9990
Modell V	-0,0010	0,0086	-0,1111
Modell VI	0,0103	0,0032	3,2474
Modell VII	-0,0008	0,0031	-0,2453
Modell VIII	—	—	—
Modell IX	0,0123	0,0087	1,4069
Modell X	0,0142	0,0049	2,9297
Modell XI	0,0149	0,0034	4,3638
Modell XII	—	—	—
Modell XIII	-0,0020	0,0055	-0,3630
Modell XIV	—	—	—

Die Rate des technischen Fortschritts lässt sich aus den geschätzten Parametern der Angebotsfunktion entsprechend der Gleichung (6.23) errechnen. Setzt man die Mittelwerte der logarithmierten Preis- und Mengenvariable und die geschätzten Parameter der Angebotsfunktion in (6.23) ein, so bekommt man die Mittelwerte der Rate des technischen Fortschritts²⁴⁵. Neben den Mittelwerten sind in der Tabelle 6.5 auch die Standardfehler und die *t*-Werte aufgeführt.

Vergleicht man die Schätzergebnisse der alternativen Modelle, so kann man feststellen, dass die errechneten Raten des technischen Fortschritts sich wesentlich unterscheiden und nicht in allen Modellen aus ökonomischer Hinsicht plausibel sind. Hierbei ist allerdings zu bemerken, dass alle unplausiblen Schätzergebnisse zur Rate des technischen Fortschritts statistisch nicht signifikant sind. Im Gegensatz zu den Modellen, die nicht gesicherte Ergebnisse liefern, zeigt das Modell X eine positive durchschnittliche Rate der technischen Änderung für das Angebot von Rohmilch im Zeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003 von 1,42 % pro Monat. Die ermittelte Monatsrate ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % statistisch gut gesichert. Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine durchschnittliche Jahresrate von 18,44 %. Fast das gleiche Ergebnis liefert das Modell XI, das gegenüber dem Modell X implizit unterstellt, dass der technische Fortschritt Hicks-neutral ist. Im Rahmen der Schätzung einer Translog-Angebotsfunktion bestand die Möglichkeit, die Hypothese des Vorliegens von Hicks-neutralem technischen Fortschritt zu überprüfen. Die Ergebnisse des Modells XIII, das im Rahmen der Auswahl einer Translog-Angebotsfunktion mit der Restriktionen und Hypothesenformulierung für

²⁴⁵ Vgl. GREENE (1993, S. 210).

Hicks-neutralen technischen Fortschritt ($H_0: \delta_{iT} = 0 \forall i$ und $\chi_{kT} = 0 \forall k$, mit der Gegenhypothese $H_1: \delta_{iT} \neq 0 \forall i$ und $\chi_{kT} \neq 0 \forall k$) geschätzt worden ist, zeigen dass die H_0 -Hypothese bei den gegebenen Daten nicht aufrechterhalten werden kann. So belaufen sich die Werte der F-Statistik im Modell VIII auf 4,36, und die formulierte Hypothese kann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abgelehnt werden (vgl. Tabelle 6.2).

6.6 Schlussfolgerungen zur Auswahl und Schätzung der Angebotsfunktion

In der bisherigen Literatur sind die Ergebnisse der Schätzung einer Funktion für das landwirtschaftliche Angebot dargestellt worden, die auf Basis entweder von Eingleichungsmodellen²⁴⁶ oder von Mehrgleichungsmodellen als Teil des vollständigen Modells von Angebots- und Nachfragesystemen für den Landwirtschaftssektor geschätzt worden sind. Allerdings erfolgt die Modellformulierung sowohl der Eingleichungsmodelle als auch der Mehrgleichungsmodelle unter der Annahme über vollständigen Wettbewerb auf den Angebots- und Nachfragemärkten. Im Hinblick auf die Modellierung eines Marktstrukturmodells wurden zum einen einige Aspekte und Probleme über die Herleitung einer Angebotsfunktion aus einer flexiblen Gewinnfunktion dargestellt und zum anderen ein Überblick über empirische Angebots- und Nachfragefunktionen in NEIO-Studien gegeben. Im Gegensatz zu NEIO-Studien wurden in der vorliegenden Arbeit nicht allein die Herleitung einer Angebotsfunktion aus einer Gewinnfunktion, sondern auch verschiedene Spezifikationen und Schätzergebnisse der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion für Rohmilch dargestellt.

Als Schlussfolgerung ergibt sich erstens, dass eine Angebotsfunktion, die aus einer herkömmlichen Gewinnfunktion hergeleitet werden kann, im Hinblick auf eine empirische Anwendung zur Messung von Marktmacht nicht geeignet erscheint. Zweitens kann eine Angebotsfunktion aus einer Gewinnfunktion hergeleitet werden, wenn unterstellt wird, dass sie dreimal stetig differenzierbar ist. Aus einer variablen Translog-Gewinnfunktion der dritten Ordnung kann im Prinzip eine Translog-Angebotsfunktion zweiter Ordnung hergeleitet werden. Dieser Weg wurde hier allerdings nicht beschritten, da die Eigenschaften einer solchen Funktion in der Literatur kaum diskutiert worden sind. Im Gegensatz zu den bisherigen NEIO-Studien wurde hier bei der Auswahl einer landwirtschaftlichen Angebotsfunktion die Funktion für das Rohmilchangebot mit Hilfe einer Translog-Funktion zweiter Ordnung approximiert wie es im Hinblick auf die Formulierung und Schätzung des Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht aus ökonomischer und ökonometrischer Sicht notwendig erscheint.

²⁴⁶ Vgl. Abschnitt 6.4.

Drittens, die überwiegende Anzahl der bisherigen Studien zur Messung von Marktmacht lässt die Überprüfung der Funktionseigenschaften, die durch die Theorie vorgegeben sind, wie z.B. Homogenität vom Grade Null in Preisen außer acht. Dagegen wurden in der vorliegenden Arbeit die Angebotsfunktion in Form von verschiedenen Modellen formuliert und die Funktionseigenschaften im einzelnen überprüft. Die überwiegende Anzahl der Parameter der geschätzten Angebotsfunktionen ist aus ökonomischer Hinsicht plausibel. Im Hinblick auf die ökonometrische Beurteilung der geschätzten Angebotsfunktionen sind die drei Modelle I, II und X sowohl nach der statistischen Abbildungsgüte als auch nach den statistischen Testmaßen und Kriterien ausgewählt worden.

Viertens ist allerdings darauf hinzuweisen, dass die ausgewählten Modelle der Angebotsfunktion und ihre Schätzergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren sind, da das Marktmodell ohne Berücksichtigung der Nachfrageseite in Form eines Eingleichungssystems formuliert worden ist. Dadurch bildet diese Angebotsfunktion nicht den gesamten Markt für Rohmilch ab und kann im Hinblick auf die Formulierung eines Marktmodells als nicht vollständig bezeichnet werden. Deswegen ist nicht auszuschließen, dass die durch das nicht vollständige Marktmodell gewonnen Schätzergebnisse in einem vollständigen Marktmodell unter Berücksichtigung des Angebots und der Gewinnmaximierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch nicht allen Anforderungen gerecht werden könnte. Vermutlich können weitergehende Schlussfolgerungen über die Angebotselastizitäten gezogen werden, wenn eine ökonometrische Analyse des vollständigen Marktmodells als simultanes Gleichungssystem durchgeführt wird. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung eines solchen simultanen Marktgleichungssystems, das zum einen aus einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch und zum anderen aus einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsindustrie nach Rohmilch besteht, wird im nächsten Kapitel dargestellt.

7 MARKTSTRUKTURMODELL ZUR MESSUNG VON MARKTMACHT

7.1 Spezifizierung des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht

Im Kapitel 3 wurde die Grundstruktur des theoretischen Marktstrukturmodells formuliert, die zum einen aus einer Angebotsfunktion für Rohmilch und zum anderen aus einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch besteht. Im Hinblick auf die Formulierung eines ökonometrischen Modells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wurden im Kapitel 5 zunächst die Schätzung verschiedener Produktionsfunktionen, die sich in der Berücksichtigung von Parameterrestriktionen unterscheiden, dargestellt. Aufgrund dieser Schätzungen wurde festgestellt, dass die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion (5.7) am ehesten geeignet erscheint für die Formulierung des Marktstrukturmodells. Die besonderen wirtschaftlichen Bedingungen der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie im Transformationsprozess können durch diese flexible Funktionsform am besten dargestellt werden.

Anschließend wurden im Kapitel 6 die Schätzungen verschiedener Translog-Angebotsfunktionen für Rohmilch beschrieben. Diese geschätzten Angebotsfunktionen unterscheiden sich in der Berücksichtigung von exogenen Variablen und von Parameterrestriktionen. Hierbei wurde festgestellt, dass nach allen statistischen Kriterien das Modell X allen anderen Modellen der Angebotsfunktion vorzuziehen ist. Diese Angebotsfunktion besitzt alle Eigenschaften, die sie im Hinblick auf die Formulierung des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem Markt haben soll, um die Existenz von Marktmacht zu testen. Diese Funktionsform für die Angebotsfunktion lässt sich wie folgt schreiben:

$$\begin{aligned}\ln X = & \beta_0 + \beta_X \ln W_X + \beta_D \ln W_D + \beta_R \ln W_R + \beta_F \ln W_F + \beta_K \ln Z_K \\ & + \delta_T T + \frac{1}{2} \delta_{TT} T^2 + \delta_{XT} T \ln W_X + \delta_{DT} T \ln W_D + \delta_{RT} T \ln W_R \\ & + \delta_{FT} T \ln W_F + \chi_{KT} T \ln Z_K.\end{aligned}\tag{7.1}$$

Durch die Lösung der Angebotsfunktion (7.1) nach W_X (vgl. Gleichung 3.2) und der Differentiation nach X erhält man den folgenden Ausdruck für den Grenzeffekt des Inputniveaus auf dem Auszahlungspreis für Rohmilch:

$$\frac{\partial g(\bullet)}{\partial X} = \frac{W_X}{(\beta_X + \delta_{XT}T) X}, \quad (7.2)$$

wobei $\beta_X + \delta_{XT}T = \varepsilon_{WX}$ die Eigenpreiselastizität des Angebots von Rohmilch ist.

Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (5.7) nach dem landwirtschaftlichen Produktionsfaktor Rohmilch kann die Grenzertragsfunktion der Rohmilch wie folgt bestimmt werden:

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = \frac{Y}{X}(\alpha_X + \alpha_{XX} \ln X + \alpha_{XA} \ln A + \alpha_{XK} \ln K + \alpha_{XE} \ln E + \gamma_{XT}T). \quad (7.3)$$

Für die Bestimmung des Grenzprodukts der Rohmilch sind die Mengendaten sowohl des landwirtschaftlichen Produktionsfaktors X als auch der anderen (nicht-landwirtschaftlichen) Produktionsfaktoren (Arbeit, Kapital, Energie) erforderlich, weil alle Produktionsfaktoren als Komponenten in das Grenzprodukt der Rohmilch eingehen²⁴⁷.

Durch Einsetzen der Gleichungen (7.2) und (7.3) in Gleichung (3.6) ergibt sich die endgültige empirische Spezifikation der Optimierungsbedingung erster Ordnung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch:

$$W_X = P \frac{Y}{X}(\alpha_X + \alpha_{XX} \ln X + \alpha_{XA} \ln A + \alpha_{XK} \ln K + \alpha_{XE} \ln E + \gamma_{XT}T) \left/ \left(1 + \frac{\Theta}{\beta_X + \delta_{XT}T} \right) \right. \quad (7.4)$$

Die Angebotsfunktion für Rohmilch (7.1) und die Gleichung der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch (7.4) bilden ein Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Der Parameter Θ wie auch alle anderen Parameter des Marktstrukturmodells können mit Hilfe ökonometrischer Schätzverfahren

²⁴⁷ Da jedoch nicht immer die Inputmengen von nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren statistisch erfasst sind, haben MUTH und WOHLGENANT (1999) ein Modell zur Analyse der Preisbildung bei unvollständigem Wettbewerb entwickelt, mit dessen Hilfe man den Grad der Marktmacht auf dem Beschaffungsmarkt ohne Berücksichtigung der nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren bestimmen kann. MUTH und WOHLGENANT (1999) gehen davon aus, dass das Grenzprodukt nicht durch die Inputmengen von nichtlandwirtschaftlichen Faktoren bestimmt wird, sondern durch ihre Inputpreise, d.h. es handelt sich bei der von ihnen verwendeten Funktion um eine reduzierte Form der Wertgrenzproduktsfunktion. Deshalb kann sie nicht direkt als partielles Differential einer Erlösfunktion (mit dem Produktpreis multiplizierte Produktionsfunktion) abgeleitet werden. Hingegen interpretieren MUTH und WOHLGENANT diese reduzierte Form der Grenzproduktsfunktion als Funktion mit eigener Berechtigung. Die theoretische Grundlage dieser grundsätzlichen Vorgehensweise wird von MUTH und WOHLGENANT jedoch nicht befriedigend erläutert und bleibt deshalb weitgehend unklar.

geschätzt werden (vgl. Abschnitt 7.2). Bei der ökonometrischen Schätzung enthält die Modellgleichung (7.4) zusätzlich elf Dummy-Variablen D_i ($i = 2, \dots, 12$) mit den zugehörigen Parametern β_i ($i = 2, \dots, 12$), die zur Berücksichtigung saisonaler Schwankungen in den verwendeten Monatsdaten dienen, und einen stochastischen Störterm.

7.2 Zu den ökonometrischen Schätzverfahren

Die Angebotsfunktion für Rohmilch (7.1) und die Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch (7.4) bilden ein System simultaner Gleichungen. Zur Schätzung der Strukturgleichungen wird ein ökonometrisches Verfahren herangezogen, das alle a-priori-Informationen, die durch die prä-determinierten Variablen und die endogenen Variablen der betreffenden Gleichungen des Marktstrukturmodells vorliegen, ausnutzt und alle Parameter des Marktstrukturmodells simultan schätzt. Schätzverfahren dieser Art werden Schätzmethoden bei voller Information genannt (vgl. ASSENMACHER, 2002, S. 349). Für die Wahl eines Schätzverfahrens für das ökonometrische Mehrgleichungsmodell, das nicht-linear in den Parametern und den Variablen ist, müssen folgende Kriterien berücksichtigt werden: (1) Identifikationskriterien²⁴⁸; (2) Nicht-Linearitätskriterien; (3) Verteilung der Störterme; (4) Konsistenz und praktische Anwendbarkeit der Schätzmethode. Insbesondere müssen Nicht-Linearitätskriterien beachtet werden. Es ist zu sehen, dass die Gleichung der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch (7.4) nicht-linear in den Parametern ist. Somit werden nicht-lineare Schätzmethoden zur Schätzung der Parameter des Marktstrukturmodells benötigt²⁴⁹.

Zur simultanen Schätzung aller Koeffizienten des nicht-linearen simultanen Gleichungssystems können alternativ zwei simultane Schätzmethoden angewandt werden. Als erste Methode wurde die nicht-lineare Maximum Likelihood Methode bei voller Information (NLFIML)²⁵⁰ entwickelt, die von EISENPRESS und GREENSTADT (1966) zur Schätzung von nicht-linearen ökonometrischen Systems vorgeschlagen worden ist. Die zweite Schätzmethoden wurde von JORGENSON und LAFFONT (1974) als nicht-lineare dreistufige Methode der

²⁴⁸ Anhand des Ordnungskriteriums (Abzähl-Kriteriums) ist leicht zu erkennen, dass sowohl die Angebots- als auch die Optimierungsbedingungsgleichung für die Nachfrage über-identifiziert sind und das Modell damit identifizierbar ist (vgl. z.B. VON AUER, 2003, S. 539; ECKEY et al., 2001, S. 315).

²⁴⁹ Zu nicht-linearen Regressionsmodellen vgl. AMEMIYA (1983, S. 333-389), AMEMIYA (1985, S. 245-266), JUDGE et al. (1985, S. 195-223), GALLANT (1987, S. 405-486).

²⁵⁰ Anmerkung: Die Abkürzung ist aus der englischen Bezeichnung der Schätzmethode ("Nonlinear Full Information Maximum Likelihood") abgeleitet.

kleinsten Quadrate (NL3SLS)²⁵¹ definiert (vgl. AMEMIYA, 1977; AMEMIYA, 1983, S. 377). *"Für die Schätzung des Parametervektors eines nichtlinearen Regressionsmodells muss eine Zielfunktion²⁵² optimiert werden"* (HÜBLER, 1989, S. 139). In die Zielfunktion geht die Summe der quadrierten Residuen beider Modellgleichungen ein, die sowohl bei der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate als auch bei der nicht-linearen Maximum Likelihood Methode bei voller Information minimiert werden (vgl. HÜBLER 1989, S. 136-138). AMEMIYA (1977; 1983, S. 334-389; 1985, S. 245-266) hat die asymptotischen Schätzeigenschaften der beiden Methoden untersucht und sie miteinander verglichen. In seinen Studien zur simultanen Schätzung von nicht-linearen Regressionsgleichungen hat er folgende Schlussfolgerung gezogen: NLFIML ist asymptotisch effizienter als NL3SLS. Allerdings hängt die Konsistenz von NLFIML von der Annahme normalverteilter Störgrößen ab. Im Gegensatz zu NLFIML spielt bei NL3SLS die Annahme keine Rolle (vgl. AMEMIYA, 1977, S. 967; AMEMIYA, 1983, S. 380). Hinsichtlich einer praktischen Anwendung ist nach Studien von BELSLEY (1979), der die beiden Methoden bezüglich der Konvergenz des Modells, Anzahl der Iterationen, Anzahl der Funktionsevaluierung und Berechnungsdauer untersuchte, NL3SLS vorzuziehen.

Die beiden Schätzmethoden haben sowohl Vor- als auch Nachteile. Im Gegensatz zu der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate verlangt die nicht-lineare Maximum Likelihood Methode bei voller Information keine Instrumentalvariablen (vgl. HAUSMAN, 1975). Es ist wichtig, bei der Auswahl der Instrumentalvariablen für NL3SLS folgende Anforderungen zu berücksichtigen: (1) eine Instrumentalvariable soll sowohl mit der exogenen als auch endogenen Variablen des simultanen Gleichungsmodells stark korrelieren. (2) Instrumentalvariablen dürfen nicht mit der Störvariablen korrelieren. Somit werden i.d.R. alle exogenen Modellvariablen als Instrumentalvariable verwendet. Im Vergleich zu der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate soll bei der Verwendung der nicht-linearen Maximum Likelihood Methode bei voller Information angenommen werden, dass die Störgrößen normal verteilt sind. Wenn die Störgrößen normal verteilt sind, liefert die nicht-lineare Maximum Likelihood Methode bei voller Information eine unverzerrte Parameterschätzung. Im anderen Fall (Störgrößen nicht normal verteilt) sind die geschätzten Parameter verzerrt.

²⁵¹ Anmerkung: Die Abkürzung ist aus der englischen Bezeichnung dieser Schätzmethode ("Nonlinear Three-Stage Least Squares") abgeleitet.

²⁵² Zur Zielfunktion der nicht-linearen Maximum Likelihood Methode bei voller Information und der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate vgl. AMEMIYA (1977), AMEMIYA (1983, S. 334-389) und AMEMIYA (1985, S. 245-266).

In der empirischen Forschung zur Messung von Marktmacht haben sowohl die nicht-lineare dreistufige Methode der kleinsten Quadrate als auch die nicht-lineare Maximum Likelihood Methode bei voller Information eine breite Anwendung gefunden. Neben diesen beiden wichtigsten Methoden gibt es weitere Schätzverfahren. So haben z.B. SCHROETER und AZZAM (1990) sowie AZZAM und PAGOULATOS (1990) bei der Analyse von Marktmacht in der US Fleischindustrie die iterative dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (IT3SLS)²⁵³ verwendet (vgl. Tabelle 7.1)²⁵⁴. Tabelle 7.1 gibt eine Übersicht über einige Studien und die darin verwendeten Methoden.

Tabelle 7.1: Anwendung simultaner Schätzmethoden in ausgewählten NEIO-Studien

Nr.	Autoren	Veröffentlichungsjahr	Schätzmethode
1	Appelbaum	1982	NLFIML
2	Azzam	1997	NL3SLS
3	Azzam und Pagoulatos	1990	IT3SLS
4	Bhuyan und Lopez	1997	NL3SLS
5	Deodhar und Sheldon	1997	NL3SLS
6	Gollop und Roberts	1979	NL3SLS
7	Hyde und Perloff	1998	NL3SLS
8	Lopez	1984	NLFIML
9	Lopez et al.	2002	NL3SLS
10	Muth und Wohlgenant	1999	NL3SLS
11	Schroeter	1988	NLFIML
12	Schroeter und Azzam	1990	IT3SLS
13	Hazilla	1991	NLFILM

Quelle: Eigene Darstellung anhand der Studien.

Aus der Tabelle 7.1 ist zu ersehen, dass die nicht-lineare dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (NL3SLS) in den hier genannten NEIO-Studien zur Messung von Marktmacht überwiegend verwendet wurde. Unter Berücksichtigung der Vor- und Nachteile der genannten Schätzmethoden wird für die Schätzung des nicht-linearen Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch die nicht-lineare dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (NL3SLS) ausgewählt.

Für die ökonometrische Schätzung des Marktstrukturmodells mit Hilfe der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate wurde das Modul für die nicht-linearen Regressionsmodelle des ökonometrischen Programms

²⁵³ Anmerkung: Die Abkürzung ist aus der englischen Bezeichnung dieser Schätzmethode ("Iterated Three-Stage Least Squares") abgeleitet.

²⁵⁴ Die Detailinformationen zu dieser Schätzmethode sind in GALLANT (1987) zu finden.

SHAZAM 8.0 genutzt²⁵⁵. Bei der Verwendung der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate sind folgende Teilschritte notwendig:

(1) Festlegung der Anzahl der Modellgleichungen; (2) Auswahl von Instrumentalvariablen, (3) Auswahl der nicht-linearen Schätzalgorithmen, (4) Spezifizierung der maximalen Anzahl der Iterationen, (5) Bestimmung des Konvergenzkriteriums.

Die Festlegung der Anzahl der Modellgleichungen ist durch die Anzahl der endogenen Modellvariablen bestimmt. Als endogene Modellvariable sind in beiden Gleichungen die Milchlieferung (X) und der Auszahlungspreis für Rohmilch (W_X) enthalten. Die Angebotsfunktion (7.1) enthält folgende exogenen Variablen: Direktvermarktpreis für Rohmilch (W_D), landwirtschaftlicher Outputpreis für Rinder (W_R), landwirtschaftlicher Inputpreis für Mischfutter (W_F), Milchkuhbestand (Z_K), Trendvariable (T) und elf Monatsdummy-Variable D_i ($i = 2, \dots, 12$). In der Gleichung der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch (7.4) wurden die Variablen: Output der Milchverarbeitungsindustrie (Y), Outputpreis für Milchprodukte (P), Arbeit (A), Kapital (K), Energie (E), Trend (T) und elf Monatsdummy-Variable D_i ($i = 2, \dots, 12$) als exogenen Variable definiert.

Für die Schätzung des Marktstrukturmodells wurden als Instrumentalvariablen die exogenen Modellvariablen der beiden Strukturgleichungen sowohl des Angebots als auch der Optimierungsbedingung ausgewählt. Insgesamt wurden 30 exogene Instrumentalvariable, darunter quadratische und gemischte Terme sowie elf saisonale Dummyvariablen, definiert.

Bei der Schätzung des nicht-linearen Regressionsmodells können verschiedenen Schätzalgorithmen, wie z.B. das Gauß-Newton-Verfahren oder das Newton-Raphson-Verfahren, verwendet werden. Für die Schätzung des Marktstrukturmodells wurde der Davidon-Fletcher-Powell Algorithmus ausgewählt²⁵⁶.

Für die Schätzung des Marktstrukturmodells wurden die Startwerte für die Parameter aus der OLS-Schätzung der Angebotsfunktion²⁵⁷ und der Translog-Produktionsfunktion²⁵⁸ entnommen. Während der ökonometrischen Schätzung

²⁵⁵ Zur Schätzung des nicht-linearen Regressionsmodells mit Hilfe der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate vgl. SHAZAM (2004, S. 262-264).

²⁵⁶ Zu nicht-linearen Schätzalgorithmen vgl. JUDGE et al. (1985, S. 951-979).

²⁵⁷ Zur Startwerte der Parameter der Angebotsfunktion vgl. die Ergebnisse der OLS-Schätzung der Angebotsfunktion (Modell X) in Tabelle 5.1.

²⁵⁸ Zu den Startwerten der Parameter der Gleichung für die Optimierungsbedingung vgl. die Ergebnisse der OLS-Schätzung der Translog-Produktionsfunktion (Modell I – NHM) in Tabelle 6.1.

des Marktstrukturmodells wurde festgestellt, dass für die Parameter der Angebotsfunktion verschiedene Startwerte verwendet werden können. So kann z.B. für alle Parameter der Angebotsfunktion der Wert Eins angewendet werden, wobei man die gleiche Parameterschätzung erhält wie bei Verwendung der Startwerte aus der OLS-Schätzung. Die Startwerte für den Marktmachtparameter sind im Bereich zwischen 0,1 und 0,001 gewählt. Bei der Verwendung der verschiedenen Startwerte gibt es keinen großen Unterschied zwischen den geschätzten Parametern des Marktstrukturmodells, was auf eine recht stabile Parameterschätzung des Marktstrukturmodells hinweist. Für die Berechnung der in Tabelle 7.2 ausgewiesenen Parameter wurden 110 Iterationen benötigt.

7.3 Schätzergebnisse zum Marktstrukturmodell

7.3.1 Geschätzte Parameter

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Parameter und der zugehörigen Standardfehler sowie t-Werte des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch sind in Tabelle 7.2 wiedergegeben²⁵⁹. Dabei wurden zwei alternative Marktstrukturmodelle geschätzt, die sich in der Berücksichtigung von Restriktionen für den Marktmachtparameter Θ unterscheiden. Im ersten Fall entspricht das Marktstrukturmodell den Bedingungen für vollständigen Wettbewerb (vgl. linke Seite der Tabelle 7.2). Die meisten geschätzten Parameter der Angebotsfunktion und der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch sind statistisch gut gesichert. Die asymptotischen Standardfehler und die t -Werte weisen darauf hin, dass die H_0 -Hypothese (Nicht-Signifikanz) für 16 von insgesamt 24 geschätzten Parametern der Angebotsfunktion in beiden Modellen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % zu verwerfen ist. Das Signifikanzniveau der Parameter der Angebotsfunktion liegt bei dem Marktmachtmodell höher als bei dem Wettbewerbsmodell. Bemerkenswert ist hier, dass die geschätzten Parameter der Angebotsfunktion weitestgehend unabhängig von der Spezifikation des Marktstrukturmodells sind.

In der Tat sind die meistens geschätzten Parameter fast identisch und unterscheiden sich ausschließlich in der zweiten Dezimalstelle. Die Parameter β_X und δ_{XT} sind statistisch hoch signifikant. Das Signifikanzniveau beträgt hier 1 % und weniger. Hierbei ist zu bemerken, dass in die Optimierungsbedingung zusätzlich die Parameter β_X und δ_{XT} eingehen, diese aber hier nicht noch einmal dargestellt werden, weil sie oben in der Tabelle enthalten sind (vgl. Tabelle 7.2).

²⁵⁹ Alle statistischen Angaben beziehen sich hier auf asymptotische Eigenschaften.

Tabelle 7.2: Ergebnisse der NL3SLS Schätzung des Marktstrukturmodells

Parameter	Wettbewerbsmodell			Marktmachtmodell		
	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert
Angebot der Rohmilch (Gleichung 7.1)						
β_X	-1,2521	0,3150	-3,9748	-1,2689	0,2112	-6,0084
β_D	-0,2078	0,1854	-1,1207	-0,1770	0,1707	-1,0365
β_R	-0,1426	0,4015	-0,3550	-0,1512	0,3985	-0,3795
β_F	-1,5624	0,1978	-7,8997	-1,5938	0,1658	-9,6159
β_K	4,3421	1,4330	3,0300	4,4192	1,1412	3,8726
δ_T	0,4832	0,2410	2,0050	0,4816	0,1991	2,4190
δ_{TT}	-0,0022	0,0004	-5,3676	-0,0023	0,0003	-7,2632
δ_{XT}	0,0285	0,0050	5,6524	0,0287	0,0048	6,0114
δ_{DT}	0,0011	0,0038	0,2983	0,0010	0,0038	0,2673
δ_{RT}	0,0073	0,0059	1,2467	0,0072	0,0057	1,2744
δ_{FT}	0,0247	0,0051	4,7999	0,0255	0,0041	6,2579
χ_{KT}	-0,0825	0,0262	-3,1518	-0,0827	0,0208	-3,9677
ξ_2	0,0274	0,0358	0,7643	0,0279	0,0350	0,7949
ξ_3	0,3754	0,0365	10,2900	0,3763	0,0360	10,4630
ξ_4	0,5714	0,0387	14,7460	0,5736	0,0387	14,8330
ξ_5	1,0948	0,0464	23,6030	1,0989	0,0455	24,1680
ξ_6	1,2993	0,0558	23,2780	1,3060	0,0539	24,2090
ξ_7	1,2088	0,0579	20,8730	1,2156	0,0555	21,8990
ξ_8	1,0942	0,0575	19,0310	1,1012	0,0555	19,8580
ξ_9	0,9084	0,0523	17,3820	0,9155	0,0518	17,6650
ξ_{10}	0,6985	0,0441	15,8300	0,7042	0,0441	15,9820
ξ_{11}	0,2906	0,0401	7,2553	0,2951	0,0396	7,4550
ξ_{12}	0,2344	0,0534	4,3921	0,2357	0,0437	5,3990
β_0	-11,1080	12,2950	-0,9034	-11,6840	10,3330	-1,1307
Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch (Gleichung 7.4)						
Θ	—	—	—	-0,0060	0,0044	-1,3737
α_X	32,1270	6,2684	5,1252	35,7500	8,4857	4,2130
α_{XX}	1,5589	0,1502	10,3820	1,4222	0,2051	6,9349
α_{XA}	-2,8280	0,6386	-4,4282	-3,2495	0,8660	-3,7524
α_{XK}	-0,5812	0,2146	-2,7091	-0,3500	0,2996	-1,1682
α_{XE}	-0,9415	0,1242	-7,5802	-0,8612	0,1640	-5,2508
γ_{XT}	-0,0090	0,0022	-4,1559	-0,0070	0,0029	-2,4031
ϑ_2	21,6900	16,9800	1,2774	26,4290	21,4830	1,2302
ϑ_3	14,6430	18,4150	0,7952	25,0740	23,6600	1,0597
ϑ_4	18,2690	19,2800	0,9475	32,3890	25,2350	1,2835
ϑ_5	-52,1380	24,3420	-2,1419	-33,4830	31,7140	-1,0558
ϑ_6	-60,8760	26,0080	-2,3407	-38,5940	34,2280	-1,1276
ϑ_7	-47,1170	25,0300	-1,8824	-22,5370	33,4830	-0,6731
ϑ_8	-47,8430	24,4940	-1,9533	-2,4698	39,3990	-0,0627
ϑ_9	-31,0330	22,9920	-1,3497	-31,0060	32,1930	-0,9631
ϑ_{10}	-2,4816	20,4460	-0,1214	5,3974	26,2670	0,2055
ϑ_{11}	40,4640	17,1080	2,3652	46,4740	21,6780	2,1439
ϑ_{12}	108,100	17,4570	6,1925	116,270	22,3430	5,2036

Die Hypothese $\delta_{iT} = 0 \forall i$ kann aufgrund des Wald-Tests für die fünf gemeinsamen Parameter der gemischten Terme zwischen dem Zeittrend und den anderen exogenen Variablen mit der Wald χ^2 Statistik von 286,36 auf dem Signifikanzniveau von 1 % ($\chi^2_{5;0,01} = 15,09$) verworfen werden. Der Zeittrend beeinflusst die Wirkung der anderen exogenen Variablen der Angebotsfunktion. Dadurch kann sich die Angebotsfunktion für Rohmilch im Zeitablauf drehen. In diesem Fall ist die Bedingung für die Bestimmung des Marktmachtparameters nach BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) erfüllt und der Marktmachtparameter kann ökonometrisch geschätzt werden (vgl. Kapitel 3). Bei der Schätzung wurde in Anlehnung an BRESNAHAN (1982) der Marktmachtparameter Θ als konstanter Parameter betrachtet²⁶⁰.

Die geschätzten Parameter der Gleichung der Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch stellen die wichtigsten Informationen zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch dar. Während in dem ersten Modell der Marktmachtparameter Θ auf Null restringiert ist, liefert beim zweiten Modell die ökonometrische Schätzung einen Wert für Θ , der im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht. Der geschätzte Parameter Θ nähert sich Null und ist statistisch insignifikant. Während ein negativer Wert Θ theoretisch nicht möglich ist, liegen die Werte des Parameters Θ zwischen -0,0133 und 0,0013 für den Konfidenzbereich von 95 %. Mit Hilfe des Wald-Tests kann die Hypothese für das Preisnehmerverhalten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf den Markt sogar bei dem Signifikanzniveau von 10 % ($\chi^2_{1;0,10} = 2,71$) nicht verworfen werden. Die errechnete Wald-Statistik beträgt dabei 1,98. Die Hypothese für monopsonistisches Verhalten (Kartell) wurde ebenfalls getestet und mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abgelehnt.

7.3.2 Statistische Anpassungsgüte des geschätzten Marktstrukturmodells

In der Tabelle 7.3 sind zur Beurteilung der statischen Anpassungsgüte sowohl der beiden Marktstrukturmodelle im allgemeinen als auch der Modellgleichungen für die Angebotsfunktion sowie für die Optimierungsbedingung

²⁶⁰ MUTH und WOHLGENANT (1999) haben folgende zwei Annahmen über den Parameter Θ getroffen: (a) der Parameter Θ bleibt konstant in der Untersuchungsperiode und (b) der Parameter Θ variiert als Trendfunktion (u.a. $\Theta = \Theta_0 + \Theta_1 \cdot T$). Eine andere Möglichkeit ist, den Parameter Θ als eine Funktion des Herfindahl-Hirschman-Index zu spezifizieren. Aber hierzu gibt es im vorliegenden Fall keine statistischen Abgaben für die Untersuchungsperiode auf der Basis von Monatsdaten.

(Bedingung 1. Ordnung) für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch gegenüber gestellt.

Tabelle 7.3: Statistische Anpassungsgüte der NL3SLS-Schätzung zum Marktstrukturmodell

Statistik	Wettbewerbsmodell		Marktmachtmodell	
	Angebot	Bedingung 1. Ordnung	Angebot	Bedingung 1. Ordnung
R^2	0,9811	0,9748	0,9811	0,9617
DW	1,0658	1,0897	1,0543	1,5729
Funktionswert	159,2445		124,8969	
Zielfunktion	1,6588		1,3010	

Die ausgewiesenen Werte der Bestimmtheitsmaße lassen in den beiden Marktstrukturmodellen (Wettbewerbsmodell und Marktmachtmodell) auf eine relativ gute Anpassung an die Daten schließen. Die R^2 – Statistik der Angebotsfunktion weist die gleichen Werte auf und liegt bei ca. 0,98. Dagegen deuten die Werte in den Gleichungen der Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch auf kleine Unterschiede hin. Hierbei ist der Unterschied zwischen den ausgewiesenen Werten der Bestimmtheitsmaße zu gering, um eine endgültige Aussage zur Beurteilung der statistischen Anpassungsgüte der beiden Marktstrukturmodelle zu treffen. Allerdings kann allein auf Grund nur der Determinationskoeffizienten keine hinreichende Beurteilung der Modellgleichungen vorgenommen werden. Als zusätzliches Kriterium kann die errechnete Größe der Zielfunktion bzw. des Funktionswertes²⁶¹ herangezogen werden. Während der ermittelte Funktionswert für das Marktmachtmodell ca. 124,8 beträgt, liegt der Wert in dem Wettbewerbsmodell bei 159,2 (vgl. Tabelle 7.3). Aus der Formulierung der Zielfunktion der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate wird das Marktstrukturmodell mit einem kleineren Wert der Zielfunktion bevorzugt. Somit ist nach diesem Kriterium das Marktmachtmodell vorzuziehen.

7.3.3 Geschätzte Angebotselastizitäten

Die Parameter der geschätzten Angebotsfunktion können nach dem Kriterium der ökonomischen Plausibilität nicht auf den ersten Blick beurteilt werden, da die ökonomisch interpretierbaren Kennziffern, wie z.B. die Angebotselastizitäten, Funktionen der Parameter der gemischten Terme zwischen dem Zeittrend und den anderen exogenen Variablen sind. Deswegen wurden die Angebotselastizitäten aus den geschätzten Parametern entsprechend den im Kapitel 6 angegebenen Gleichungen (6.24) und (6.25) errechnet. Unter Verwendung der Mittelwerte der logarithmierten Preis- und Mengenvariablen und der Varianzen

²⁶¹ Aus der Division des Funktionswertes durch die Anzahl der Beobachtungen ergibt sich der Wert der Zielfunktion.

und Kovarianzen der jeweiligen Parameter²⁶² sind die Mittelwerte der Angebotselastizitäten ermittelt worden. Neben den Mittelwerten sind in der Tabelle 7.4 auch die Standardfehler und die *t*-Werte aufgeführt.

Tabelle 7.4: Geschätzte mittlere Angebotselastizitäten

Elastizitäten	Wettbewerbsmodell			Marktmachtmodell		
	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert
ε_{WX}	0,1293	0,1573	0,8222	0,1254	0,0213	5,8791
ε_{WD}	-0,1529	0,1332	-1,1486	-0,1278	0,1165	-1,0973
ε_{WR}	0,2136	0,1511	1,4136	0,1987	0,1492	1,3320
ε_{WF}	-0,3642	0,1357	-2,6841	-0,3548	0,1285	-2,7614
ε_{ZK}	0,3406	0,5919	0,5755	0,4082	0,5846	0,6982

Alle geschätzten Angebotselastizitäten, die als Mittelwerte in beiden Marktstrukturmodellen evaluiert wurden, sind in absoluten Größen kleiner als Eins und aus Sicht der ökonomischen Theorie plausibel. Dabei zeigt sich, dass keine größeren Unterschiede zwischen den berechneten Angebotselastizitäten der beiden Modelle bestehen. Hierbei ist zu bemerken, dass alle geschätzten Angebotselastizitäten weitgehend mit denjenigen Angebotselastizitäten übereinstimmen, die mit Hilfe der OLS-Schätzung des Eingleichungsmodells für die Angebotsfunktion für Rohmilch geschätzt wurden (vgl. Tabelle 6.3, insbesondere Modell X). Sowohl in dem Wettbewerbsmodell als auch in dem Marktmachtmodell sowie in dem Eingleichungsmodell (Modell X) beträgt die Eigenpreisangebotselastizität 0,13. Während in dem Wettbewerbs- und Eingleichungsmodell die geschätzte Eigenpreiselastizität statistisch nicht gesichert ist, ist sie hoch signifikant in dem Marktmachtmodell. Wie im Eingleichungsmodell ist die Kreuzpreiselastizität zwischen der Rohmilchanlieferung an die Milchverarbeitungsindustrie und der Direktvermarktung der Milch an den Endverbraucher negativ und beträgt -0,15 bzw. -0,13 im Wettbewerbs- bzw. Marktmachtmodell. Auch die Kreuzpreiselastizität zwischen dem Rohmilchangebot und dem Rinderpreis stimmt hier mit den Ergebnissen der Eingleichungsschätzung überein und beträgt 0,21 bzw. 0,20. Die Schätzung des Marktstrukturmodells liefert eine ähnliche negative Kreuzpreiselastizität zwischen dem landwirtschaftlichen Inputpreis für Kraftmischfutter und dem Rohmilchangebot, wie sie in dem Modell X der Angebotsfunktion für Rohmilch ermittelt wurde. Hierbei ergaben sich die Mittelwerte -0,36 bzw. -0,35 des Wettbewerbs- bzw. Marktmachtmodells. Zur Überprüfung der Homogenität vom Grade Null der Angebotsfunktionen in den Preisen wurde für die beiden geschätzten Marktstrukturmodelle der Wald-Test durchgeführt. Die Hypothese, dass alle Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten, die mit den Mittelwerten der Variablen evaluiert wurden, sich zum Null addieren, kann mit dem errechneten Wert

²⁶² Vgl. GREENE (1993, S. 210).

der Wald-Statistik von 1,19 sogar bei dem Signifikanzniveau von 25 % ($\chi^2_{1;0,25} = 1,32$) nicht abgelehnt werden. Außer den Preiselastizitäten weisen auch die errechneten Angebotselastizitäten des fixen Faktors eine Ähnlichkeit sowohl in den beiden Marktstrukturmodellen als auch in dem Eingleichungsmodell für das Angebot der Rohmilch auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch aus.

7.3.4 Geschätzte Rate des technischen Fortschritts

In der Angebotsfunktion (7.1) ist eine Trendvariable enthalten, die u.a. in gemischten Termen zwischen dem Zeittrend und den anderen exogenen Variablen vorkommt. Dabei wird unterstellt, dass eine autonome Veränderung des Rohmilchangebots im Zeitablauf auf technischen Wandel zurückzuführen ist. Die Rate der autonomen Änderung in dem Angebot von Rohmilch ($\Delta = \partial \ln X / \partial T$) lässt sich aus den geschätzten Parametern der Angebotsfunktion entsprechend der Gleichung (6.23) errechnen. Verwendet man die Mittelwerte der logarithmierten Preis- und Mengenvariablen und die Varianzen und Kovarianzen der geschätzten Parameter der Angebotsfunktion, die mit der Trendvariablen verbunden sind, erhält man jeweils den Mittelwert der Rate des technischen Fortschritts²⁶³. Neben den Mittelwerten sind in der Tabelle 7.5 auch die Standardfehler und die *t*-Werte aufgeführt.

Tabelle 7.5: Geschätzte mittlere Rate der autonomen Änderung

	Wettbewerbsmodell			Marktmachtmodell		
	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert	Koeffizient	Std.-Fehler	<i>t</i> -Wert
Δ	0,0141	0,0042	3,3530	0,0143	0,0033	4,3182

Vergleicht man die Schätzergebnisse der beiden Marktstrukturmodelle, so kann man feststellen, dass die Raten des technischen Fortschritts sich nicht wesentlich unterscheiden. Die errechnete Rate der autonomen Änderung ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % statistisch gesichert. Dabei wurde ein Wert von 1,4 % geschätzt, der eine Rate pro Monat darstellt. Diese Ergebnisse stimmen wiederum mit den Ergebnissen der OLS-Schätzung der Angebotsfunktion (Modell X) überein (vgl. Tabelle 6.5). Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine durchschnittliche Jahresrate von 18,3 %. Diese Rate ist sehr hoch und muss vermutlich als Überschätzung beurteilt werden, auch dann, wenn man annimmt, dass die Größe dieser Zahl z.T. auf zusätzliche, nicht berücksichtigte Variablen außer dem technischen Fortschritt zurückzuführen ist.

Die durchschnittliche Jahresrate der Änderung des Rohmilchangebots, die für den Untersuchungszeitraum zu beobachten ist, beträgt 6,8 %. Durch die Änderung in den exogenen Variablen im Untersuchungszeitraum kann eine jährliche

²⁶³ Vgl. ebenda.

Änderungsrate von -3,9 % des Milchangebots erklärt werden. Daraus ergibt sich eine autonome Änderung des Milchangebots von nur 10,7 %. Unter diesem Aspekt müssen die Schätzergebnisse zu den Raten technischen Fortschritts vorsichtig interpretiert werden. Es besteht Anlass zu der Vermutung, dass diese Ergebnisse sowohl von den Daten als auch von dem Modell abhängen. Dabei werden diese Ergebnisse allerdings unabhängig von der gewählten Schätzmethode und Form der Angebotsfunktion – entweder Eingleichungsschätzung oder Schätzung des Marktstrukturmodells mit bzw. ohne Restriktion für den Marktmachtparameter (Wettbewerbs- bzw. Marktmachtmodell) – in ähnlicher Größenordnung errechnet.

7.4 Zusammenfassende Beurteilung des Marktstrukturmodells

Zur Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung wurden in den vorangehenden Abschnitten die Schätzergebnisse von zwei verschiedenen Marktstrukturmodellen vorgestellt. Der zentrale Gegenstand der ökonometrischen Analyse ist die Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Für die empirische Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung wurden die theoretischen Konzepte der NEIO herangezogen. In Anlehnung an BRESNAHAN (1982) wurde ein Marktstrukturmodell unter der Annahme von unvollständigem Wettbewerb formuliert. Bei der Wahl der Funktionsformen wurden die Anmerkungen von LAU (1982) berücksichtigt. Damit kann der Marktmachtparameter ökonometrisch geschätzt werden, und es kann die Existenz von Marktmacht überprüft werden. Obwohl im Hinblick auf den Vergleich und die Interpretation der Ergebnissen der ökonometrischen Schätzung keine große Unterschiede zwischen den beiden geschätzten Marktstrukturmodellen bestehen, wurde festgestellt, dass nach allen statistischen Kriterien das Marktstrukturmodell vorzuziehen ist, in dem der Marktmachtparameter mitgeschätzt wird.

Der Vergleich von Ergebnissen der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells und des vergleichbaren Eingleichungsmodells für das Angebot zeigt keine großen Unterschiede zwischen den Schätzergebnissen der Angebotsfunktion für Rohmilch. An dieser Stelle soll die Beurteilung der durchgeführten ökonometrischen Schätzungen der Angebotsfunktion und die Interpretation der Elastizitäten und Parameter, insbesondere des Marktmachtparameters nochmals überdacht werden. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells geben keine Anhaltspunkte für die Existenz von Marktmacht in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie für den Untersuchungszeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003. Da bei der Schätzung aggregierte Industriedaten auf der nationalen Ebene verwendet wurden, beziehen sich die Schätzergebnisse nur für den Beschaffungsmarkt der Ukraine insgesamt. Aus Sicht der Marktstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind diese vermutlich plausibel, da der Herfindahl-Hirschman-Index (für das 2001) 7 beträgt und im Vergleich mit anderen Ländern relativ klein ist (vgl. Tabelle 2.46).

Dabei weisen die Ergebnisse des deskriptiven Teils der Arbeit darauf hin, dass die Marktstruktur in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sich nicht verändert hat²⁶⁴. Hierbei ist allerdings zu bemerken, dass die zur Verfügung stehenden Industriedaten auf der nationalen Ebene zu stark aggregiert sind, um eine endgültige Aussage über die Existenz von Marktmacht zu treffen.

Im Hinblick auf sowohl die Marktstruktur der Milchverarbeitungsindustrie auf den regionalen Märkten als auch die Rahmenbedingungen auf dem Markt für Rohmilch kann die Existenz von Marktmacht nicht ausgeschlossen werden. Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse zeigen, dass in 8 von insgesamt 25 Regionen der Herfindahl-Hirschman-Index größer als 200 ist (vgl. Tabelle 2.47). Der regionale Markt für Rohmilch ist aus Sicht der Marktabgrenzung für die Analyse von größerer Bedeutung als der nationale Markt (vgl. Abschnitt 3.3). Um endgültige Aussagen über die Existenz von Marktmacht zu treffen, sollten in regionaler Hinsicht disaggregierte Industriedaten zur Schätzung des Marktstrukturmodells herangezogen werden.

²⁶⁴ Zur Konzentrationsmessung für die ukrainische Milchverarbeitungsbranche vgl. Abschnitt 2.5.7.2.

8 ZUSAMMENFASSUNG UND SCHLUSSFOLGERUNGEN

Zielsetzung der Arbeit

Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht darin, die Marktstruktur und die Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu untersuchen und den Zusammenhang zwischen Marktstruktur und Preisbildung im Hinblick auf die Wettbewerbssituation mit ökonometrischen Methoden zu analysieren. Die Untersuchung wurde in zwei Schritten durchgeführt:

1) Deskriptive Analyse von Marktstruktur und Preisbildung

In zeitlicher und regionaler Hinsicht wurden zum einen die Bedingungen auf dem Rohmilchmarkt (Milcherzeugung, Milchleistung, Milchanlieferung an Molkereien und alternative Absatzwege, Saisonalität der Milcherzeugung und -anlieferung, Milchqualität, Betriebsstrukturen der ukrainischen Milchviehbetriebe) beschrieben. Zum anderen wurden auf der Basis einzelbetrieblicher Daten, die Angaben zum Betriebsumsatz, zur Anzahl der Beschäftigten und zur Kostenstruktur der Milchverarbeitungsbetriebe sowie zur Rechtsform der Unternehmen umfassen, die Struktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie (u.a. Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe, Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse, Konzentrationsmessung für die ukrainische Milchverarbeitungsbranche, Spezialisierung der Milchverarbeitungsbetriebe, Betriebsgrößen- und Kostenstruktur der Milchverarbeitungsindustrie) deskriptiv analysiert. Anschließend wurden die Struktur der Preise auf dem Markt für Rohmilch, Preisniveau und Preisentwicklung, saisonale Preisschwankungen und regionale Preisunterschiede sowie der Zusammenhang zwischen Marktstruktur und dem Auszahlungspreis analysiert. Das Analyseergebnis sollte dazu dienen, Ansatzpunkte für die Formulierung von Hypothesen über den Zusammenhang von Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten zu finden.

2) Modellanalyse der Preisbildung

Das zweite Ziel der Arbeit besteht darin, eine Erklärung der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu geben und dabei den Zusammenhang mit der Marktstruktur auf analytische Weise in Form einer Modellanalyse herzustellen. Wie bei jeder Modellanalyse war es auch hier unumgänglich, die Untersuchung auf ausgewählte Erklärungsmuster zu beschränken. Das Modell sollte jedoch so angelegt werden, dass es erstens die Reaktionen der Marktbeteiligten auf Preisänderungen abbilden kann und dass darauf aufbauend zweitens eine modellendogene Unterscheidung zwischen verschiedenen Formen

des Preissetzungsverhaltens möglich ist, um aus den Ergebnissen der Modellanalyse auf eine mögliche Ausübung von Marktmacht schließen zu können.

Ergebnisse der deskriptiven Analyse

Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse weisen darauf hin, dass trotz eines Rückgangs der Anzahl der Milchverarbeitungsbetriebe die Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie in der Ukraine relativ klein ist. Da die Milchverarbeitungsbetriebe unterschiedlich strukturiert sind, sind sie auf den regionalen Märkten unterschiedlich konzentriert. Die Auswertung sowohl der einzelbetrieblichen Marktanteile der jeweils größten Molkerei auf dem Rohmilchmarkt in regionaler Hinsicht als auch der Unternehmensformen und Eigentumsverhältnisse erlaubt, die Hypothese zu formulieren, dass auf den regionalen Beschaffungsmärkten Marktmacht existiert. Die hohe negative Korrelation zwischen der regionalen Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie und dem regionalen Auszahlungspreis für Rohmilch gibt einen Anhaltspunkt für diese Vermutung. Sowohl die Ergebnisse der deskriptiven Analyse als auch die Berichte des Monopolkomitees der Ukraine über eine Reihe von Kartellabsprachen geben einige Hinweise darauf, dass zumindest auf den regionalen Beschaffungsmärkten Marktmacht von der Milchverarbeitungsindustrie ausgeübt werden kann.

Allerdings kann man eine Schlussfolgerung hinsichtlich der Marktmacht nicht allein aufgrund einer deskriptiven Analyse ziehen, wie etwa aus der Zahl der Marktpartner und der Größe von Marktanteilen bzw. der Konzentrationsrate, aus der Entwicklung der Konzentration oder aus der regionalen Verteilung der Konzentration. Auch andere Indikatoren wie die großen regionalen Preisunterschiede, die Produktionsrentabilität, die Entwicklung der Produktions- und Verbrauchsmengen usw. lassen eine solche Schlussfolgerung nicht ohne weiteres zu.

Hierzu ist eine Modellanalyse notwendig, die Reaktionen der Marktbeteiligten auf Preisänderungen abbilden kann, so dass darauf aufbauend eine Modellendogene Unterscheidung zwischen verschiedenen Formen des Preissetzungsverhaltens möglich ist, um aus den Ergebnissen der Modellanalyse auf eine mögliche Ausübung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt schließen zu können.

Theoretische Konzepte zur Modellanalyse

Die im dritten Kapitel der Arbeit dargestellten theoretischen Konzepte zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung zeigen, dass in den Strukturmodellen, die im Rahmen der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) entwickelt wurden, explizit auf Existenz von Marktmacht getestet werden kann. Allerdings gibt es auch bei dem Strukturansatz, wie bei anderen Ansätzen einige Kritikpunkte, die in der vorliegenden Arbeit zu beachten sind.

Der erste Punkt liegt in der Abgrenzungsfrage von Märkten bzw. darin, dass statistische Industriedaten für die Analyse häufig zu hoch aggregiert sind. Voraussetzung für die Bestimmung der Marktstruktur ist die Abgrenzung des relevanten Marktes. Diese Abgrenzung muss bezüglich des Produktes auch räumlich und zeitlich erfolgen. Eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen wurde auf der Basis von Industriedaten durchgeführt, die auf nationaler Ebene aggregiert sind. Die räumliche Abgrenzung des Marktes muss insbesondere bei der Analyse auf den Agrarmärkten beachtet werden, da das Verhältnis der Transportkosten zum Wert des Produktes Bedeutung hat. Für die wenig haltbaren Produkte wie z.B. Rohmilch, die nicht über längere Strecken transportiert werden können, kann die räumliche Abgrenzung des Marktes nicht unbeachtet gelassen werden.

Der zweite Kritikpunkt bezieht sich auf die Annahmen, die bei der Auswahl der Funktionsform der Angebotsfunktion und der Produktionsfunktion gemacht werden müssen. Es kann insbesondere bei einem linearen Modell zu ökonomischen Problemen der Identifizierbarkeit der Marktmachtparameter kommen. Durch die Anwendung einer flexiblen Funktionsform für die Angebotsfunktion kann dieses Problem dann gelöst werden, wenn die Funktion gemischte Terme enthält, die zu einer Drehung der Angebotskurve führen. Während in vielen Studien die Produktionstechnologie durch Anwendung einer flexiblen Funktionsform, wie z.B. der Translog-Produktionsfunktion, determiniert wurde, ist das Angebot oft durch einfache lineare bzw. log-lineare Funktionsformen repräsentiert worden. In einigen Studien sind sogar Elastizitäten aus anderen Schätzungen entnommen worden.

Das im dritten Kapitel dargestellte allgemeine Strukturmodell zur Analyse von Marktstruktur und Preisbildung hat folgende Vorteile. Im Gegensatz zu anderen Ansätzen kann in strukturellen Modellen explizit die Existenz von Marktmacht getestet werden. Für die Analyse können sowohl aggregierte Industriedaten auf nationaler als auch regionaler Ebene sowie eines individuellen Unternehmens verwendet werden. In der vorliegenden Arbeit wurden die Kritikpunkte zur Auswahl von Funktionsformen im Hinblick auf die Untersuchung der Marktstruktur und der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch berücksichtigt. Bevor das Marktstrukturmodell spezifiziert und geschätzt wurde, wurde die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie und das Angebot für Rohmilch in der Ukraine untersucht. Bei der darauf aufbauenden Analyse des Marktstrukturmodells wurden die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse von Produktions- und Angebotsfunktionen berücksichtigt.

Ergebnisse der ökonometrischen Analyse der Produktionstechnologie

Die Schätzungen der verschiedenen Spezialfälle der Produktionsfunktion für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie auf Basis der Translog-Funktionsform zeigen sowohl für die Skalenelastizität als auch für die Rate des technischen Fortschritts einige Unterschiede. So ist die geschätzte Skalenelastizität im Fall der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion statistisch signifikant und beträgt ca. 1,4. Dieses Ergebnis deutet demnach sehr stark auf zunehmende Skalenerträge in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie hin. Ein deutlich von den Schätzergebnissen zur Cobb-Douglas-Produktionsfunktion abweichendes Ergebnis ergibt sich bei der Schätzung der Produktionselastizitäten auf der Grundlage der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion. So werden negative Produktionselastizitäten für die Faktoren Arbeit und Kapital ermittelt. Zumindest die negative Produktionselastizität für Arbeit kann mit der Unterauslastung der Kapazitäten der ukrainischen Molkereien in Verbindung gebracht werden.

Die in dieser Studie dargestellten Ergebnisse der ökonometrischen Analyse der Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind vor dem Hintergrund der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine zu interpretieren. Diese Einflüsse können bei der ökonometrischen Schätzung der Produktionsfunktion auf der Basis aggregierter Industriedaten zwar nicht explizit abgebildet werden. Andererseits schlagen sie sich jedoch in den Schätzergebnissen nieder, sofern das verwendete Modell dies nicht (wie z.B. im Fall der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion) von vornherein ausschließt. Deswegen sind insbesondere die Ergebnisse, die mit Hilfe der neoklassischen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ermittelt worden sind, mit Vorsicht zu interpretieren.

Im Vergleich zu verschiedenen Spezialfällen der Produktionsfunktion erlaubt die unrestringierte Translog-Funktion eine flexiblere Abbildung von Produktionstechnologien. Deshalb entspricht es durchaus den Erwartungen, dass sie auch im vorliegenden Fall nach verschiedenen statistischen Testkriterien den anderen Modellen vorzuziehen ist. Außerdem erscheint es im Hinblick auf das formulierte Marktstrukturmodell im Fall der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie aufgrund der besonderen Situation der Industrie während des Transformationsprozesses problematisch, die Produktionstechnologie durch eine neoklassische Produktionsfunktion zu beschreiben. Deshalb wird im Rahmen des Marktstrukturmodells die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion verwendet.

Auswahl und Schätzung der Angebotsfunktion

In der Literatur zur Schätzung von Funktionen für das landwirtschaftliche Angebot sind hauptsächlich Ergebnisse dargestellt worden, die auf Basis entweder von Eingleichungsmodellen oder von Mehrgleichungsmodellen als Teil eines vollständigen Systems von Angebots- und Nachfragefunktionen für den

Landwirtschaftssektor geschätzt worden sind. Allerdings erfolgt die Modellformulierung sowohl der Eingleichungsmodelle als auch der Mehrgleichungsmodelle i.d.R. unter der Annahme vollständigen Wettbewerbs auf den jeweiligen Märkten. Im Hinblick auf die Formulierung eines Marktstrukturmodells wurden zum einen einige Aspekte und Probleme über die Herleitung einer Angebotsfunktion aus einer variablen Gewinnfunktion dargestellt und zum anderen ein Überblick über empirische Angebots- und Nachfragefunktionen in NEIO-Studien gegeben. Im Gegensatz zu den meisten NEIO-Studien wurden in der vorliegenden Arbeit sowohl die Herleitung einer Angebotsfunktion aus einer Gewinnfunktion diskutiert, als auch verschiedene Spezifikationen und Schätzergebnisse der landwirtschaftlichen Angebotsfunktion für Rohmilch dargestellt.

Als Schlussfolgerung ergibt sich erstens, dass eine Angebotsfunktion, die aus einer herkömmlichen Gewinnfunktion hergeleitet werden kann, im Hinblick auf eine empirische Anwendung zur Messung von Marktmacht nicht geeignet erscheint. Zweitens kann eine Angebotsfunktion aus einer Gewinnfunktion hergeleitet werden, wenn unterstellt wird, dass sie dreimal stetig differenzierbar ist. Aus einer variablen Translog-Gewinnfunktion der dritten Ordnung kann im Prinzip eine Translog-Angebotsfunktion zweiter Ordnung hergeleitet werden. Dieser Weg wurde hier allerdings nicht beschritten, da die Eigenschaften einer solchen Funktion in der Literatur kaum diskutiert worden sind. Im Gegensatz zu den bisherigen NEIO-Studien wurde hier die Funktion für das Rohmilchangebot mit Hilfe einer Translog-Funktion zweiter Ordnung approximiert, wie es im Hinblick auf die Formulierung und Schätzung des Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht aus ökonomischer und ökonometrischer Sicht notwendig erscheint.

Drittens, die überwiegende Anzahl der bisherigen Studien zur Messung von Marktmacht lässt die Überprüfung der Funktionseigenschaften, die durch die Theorie vorgegeben sind, wie z.B. Homogenität vom Grade Null in Preisen, außer acht. Dagegen wurde in der vorliegenden Arbeit die Angebotsfunktion in Form von verschiedenen Modellen formuliert, und die Funktionseigenschaften wurden im einzelnen überprüft. Die überwiegende Anzahl der Parameter der geschätzten Angebotsfunktionen ist in ökonomischer Hinsicht plausibel.

Viertens ist allerdings darauf hinzuweisen, dass die in Kapitel 6 dargestellten Angebotsfunktionen und ihre Schätzergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren sind, da die Funktionen ohne Berücksichtigung der Nachfrageseite jeweils in Form eines Eingleichungssystems formuliert worden ist. Diese Angebotsfunktionen bilden naturgemäß nur einen Teil des Marktes für Rohmilch ab. Weitergehende Schlussfolgerungen über die Angebotselastizitäten können erst dann gezogen werden, wenn eine ökonometrische Analyse des vollständigen Marktmodells als simultanes Gleichungssystem durchgeführt wird. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung eines simultanen Marktgleichungssystems, das zum einen aus einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch und

zum anderen aus einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsindustrie nach Rohmilch besteht, wird in Kapitel 7 dargestellt.

Zusammenfassende Beurteilung des Marktstrukturmodells

Der zentrale Gegenstand der ökonometrischen Analyse dieser Arbeit ist die Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Für die empirische Analyse der Marktstruktur und der Preisbildung wurden die theoretischen Konzepte der NEIO herangezogen und ein Marktstrukturmodell formuliert, mit dessen Hilfe ein Marktmachtparameter ökonometrisch geschätzt und damit die Existenz von Marktmacht überprüft werden kann.

Der Vergleich von Ergebnissen der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells und des vergleichbaren Eingleichungsmodells für das Angebot zeigt nur geringfügige Unterschiede zwischen den Schätzergebnissen zur Angebotsfunktion für Rohmilch. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells geben keine Anhaltspunkte für die Existenz von Marktmacht in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie für den Untersuchungszeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003. Da bei der Schätzung jedoch aggregierte Industriedaten auf der nationalen Ebene verwendet wurden, beziehen sich die Schätzergebnisse nur auf den Markt der Ukraine insgesamt. Aus Sicht der Marktstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind diese vermutlich plausibel, da der Herfindahl-Hirschman-Index (für das 2001) 7 beträgt und im Vergleich mit anderen Ländern relativ klein ist. Dabei weisen die Ergebnisse des deskriptiven Teils der Arbeit darauf hin, dass die Marktstruktur in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sich nicht verändert hat. Hierbei ist allerdings zu bemerken, dass die zur Verfügung stehenden Industriedaten auf der nationalen Ebene zu stark aggregiert sind, um eine endgültige Aussage über die Existenz von Marktmacht zu treffen.

Im Hinblick auf sowohl die Marktstruktur der Milchverarbeitungsindustrie auf den regionalen Märkten als auch die Rahmenbedingungen auf dem Markt für Rohmilch kann allerdings die Existenz von Marktmacht nicht ausgeschlossen werden. Die Ergebnisse der deskriptiven Analyse zeigen, dass in 8 von insgesamt 25 Regionen der Herfindahl-Hirschman-Index größer als 200 ist. Der regionale Markt für Rohmilch ist aus Sicht der Marktabgrenzung für die Analyse von größerer Bedeutung als der nationale Markt. Um endgültige Aussagen über die Existenz von Marktmacht zu treffen, sollten in regionaler Hinsicht disaggregierte Industriedaten zur Schätzung des Marktstrukturmodells herangezogen werden.

LITERATURVERZEICHNIS

- AIVAZIAN, V. A., CALLEN, J. L., CHAN LUKE, M. W., MOUNTAIN, D. C. (1987): Economies of Scale Versus Technological Change in the Natural Gas Transmission Industry, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 3, pp. 556-561.
- ALLEN, R. C. (2001): The Rise and Decline of the Soviet Economy, *The Canadian Journals of Economics*, Vol. 34, No. 3, pp. 859-881.
- ALLEN, R. G. D. (1962): *Mathematical Analysis for Economists*, London etc.: Mcmillan.
- AMEMIYA, T. (1977): The Maximum Likelihood Estimator and the Nonlinear Three-Stage Least Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model, *Econometrica*, Vol. 45, No. 4, pp. 955-968.
- AMEMIYA, T. (1983): Non-linear Regression Models, in: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M. D. (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. 1, pp. 333-389, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- AMEMIYA, T. (1985): *Advanced Econometrics*, Cambridge, Mass. etc.: Harvard Univ. Press.
- ANTLE, J. A., CAPALBO, S. M. (1988): An introduction to recent developments in production theory and productivity measurement, in: CAPALBO, S. M., ANTLE, J. A. (eds.): *Agricultural productivity: Measurement and explanation*, pp. 17-95, Washington, D.C.: Resources for the Future.
- APPELBAUM, E. (1978): Testing Neoclassical Production Theory, *Journal of Econometrics*, Vol. 7, No. 1, pp. 87-102.
- APPELBAUM, E. (1979a): On the Choice of Functional Forms, *International Economic Review*, Vol. 20, No. 2, pp. 449-458.
- APPELBAUM, E. (1979b): Testing price taking behaviour, *Journal of Econometrics*, Vol. 9, No. 3, pp. 283-294.
- APPELBAUM, E. (1982): The Estimation of the Degree of Oligopoly Power, *Journal of Econometrics*, Vol. 19, No. 2-3, pp. 287-299.
- APPELBAUM, E., HARRIS, R. (1977): Estimating Technology in An Inter-temporal Framework: A Neo-Austrian Approach, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, No. 2, pp. 161-170.

- ARROW, K. J., CHENERY, H. B., MINHAS, B. S., SOLOW, R. M. (1961): Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 43, No. 3, pp. 225-250.
- ASHENFELTER, O., SULLIVAN, D. (1987): Nonparametric Tests of Market Structure: An Application to the Cigarette Industry, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, pp. 483-498.
- ASSENMACHER, W. (2002): *Einführung in die Ökonometrie*, 6. Auflage, München, Wien: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- VON AUER, L. (2003): *Ökonometrie: Eine Einführung*, Berlin usw.: Springer-Verlag.
- AZZAM, A. M. (1992): Testing the Competitiveness of Food Price Spreads, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 43, No. 2, pp. 248-256.
- AZZAM, A. M. (1997): Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 45, No. 4, pp. 377-386.
- AZZAM, A. M. (1998): Competition in the US meatpacking industry: Is it history?, *Agricultural Economics*, Vol. 18, No. 2, pp. 107-126.
- AZZAM, A. M., PAGOULATOS, E. (1990): Testing Oligopolistic and Oligopsonistic Behaviour: An Application to The US Meat-Packing Industry, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 41, pp. 362-370.
- AZZAM, A. M., PARK, T. (1993): Testing for Switching Market Conduct, *Applied Economics*, Vol. 25, No. 6, pp. 795-800.
- AZZAM, A. M., SCHROETER, J. R. (1991): Implication of Increased Regional Concentration and Oligopsonistic Coordination in the US Beef Packing Industry, *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 16, No. 2, pp. 374-381.
- AZZAM, A. M., SCHROETER, J. R. (1995): The tradeoff between oligopsony power and cost efficiency in horizontal consolidation: An example from beef packing, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, No. 4, pp. 825-836.
- BABENKO, V. (2002): Monopölnchen, *Regierungsblatt*, 6. April. (In ukrainischer Sprache). [Бабенко В. (2002): Монополька, *Урядовий кур'єр*, 6 квітня.]
- BAIN, J. S. (1951): Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 65, No. 3, pp. 293-324.
- BAIRAM, E. (1991): Elasticity of Substitution, Technical Progress and Returns to Scale in Branches of Soviet Industry: A New CES Production Function Approach, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 6, No. 1, pp. 91-96.

- BAKER, D., PROTCHENKO, O. (1999): Milchproduktion in der Ukraine: Kann das Tal durchschritten werden?, in: VON CRAMON-TAUBADEL, S., STRIEWE, L. (Hrsg.): *Die Transformation der Landwirtschaft in der Ukraine. Ein weites Feld*, S. 105-132, Kiel: Wissenschaftsverlag Vauk.
- BALL, E. V. (1988): Modeling Supply Response in a Multiproduct Framework, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 4, pp. 813-825.
- BALL, V. E., CHAMBERS, R. G. (1982): An Economic Analysis of Technology in the Meat Products Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 64, No. 4, pp. 699-709.
- BANAIAN, K. (1999): *The Ukrainian Economy since Independence*, Cheltenham, Northampton, MA: Edward Elgar.
- BEHRENS, C., PEREN, F. (1998): *Grundzüge der gesamtwirtschaftlichen Produktionstheorie*, München: Franz Vahlen Verlag.
- BEHRMAN, J. R., KNOX LOVELL, C. A., POLLAK, R. A., SICKLES, R. C. (1992): The CET-CES-Generalized Leontief Variable Profit Function: An Application to Indian Agriculture, *Oxford Economic Papers*, Vol. 44, No. 2, pp. 341-354.
- BELSLEY, D. A. (1979): On the computational competitiveness of full-information maximum-likelihood and three-stage least-squares in the estimation of nonlinear, simultaneous-equations models, *Journal of Econometrics*, Vol. 9, No. 3, pp. 315-342.
- BERNDT, E. R. (1996): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, 2nd Edition, Reading, Mass. etc.: Addison-Wesley.
- BERNDT, E. R., CHRISTENSEN, L. R. (1973a): The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929-68, *Journal of Econometrics*, Vol. 1, No. 1, pp. 81-114.
- BERNDT, E. R., CHRISTENSEN, L. R. (1973b): The Internal Structure of Functional Relationships: Separability, Substitution, and Aggregation, *The Review of Economic Studies*, Vol. 40, No. 3, pp. 403-410.
- BERNDT, E. R., WOOD, D. O. (1975): Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 3, pp. 259-268.
- BESTER, H. (2000): *Theorie der Industrieökonomik*, 2. Auflage, Berlin, Heidelberg usw.: Springer-Verlag.
- BHUYAN, S., LOPEZ, R. A. (1997): Oligopoly Power in the Food and Tobacco Industries, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, No. 3, pp. 1035-1043.

- BLACKORBY, C., RUSSEL, R. (1981): The Morishima Elasticity of Substitution; Symmetry, Constancy, Separability, and its Relationship to the Hicks and Allen Elasticities, *The Review of Economic Studies*, Vol. 48, No. 1, pp. 147-158.
- BLACKORBY, C., RUSSEL, R. (1989): Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities), *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 882-888.
- BOJARUNETS, A. (2002): Markt mit hohem Fettgehalt, *Companion*, Nr. 13. (In russischer Sprache). [Боярунец, А. (2002): Рынок с высокой жирностью, *Компаньон*, № 13.]
- BOUCHET, F., ORDEN D., NORTON, G. W. (1989): Sources of Growth in French Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 2, pp. 280-293.
- Branchenverzeichnis "Milchindustrie der Ukraine" (2003), in: Golovko, O. M., Hauptredakteur der Zeitschrift "Milchindustrie", Produktionswissenschaftlicher Verein "Laktol Engineering" (Hrsg.): (In russischer Sprache). [Отраслевой справочник "Молочная промышленность Украины" (2003), издатели: Головки О. М., главный редактор журнала "Молочная промышленность", НПО "Лактол Инжиниринг".]
- BRESNAHAN, T. F. (1982): The oligopoly solution concept is identified, *Economics Letters*, Vol. 10, No. 1-2, pp. 87-92.
- BRESNAHAN, T. F. (1989): Empirical Studies of Industries with Market Power, in: SCHMALENSEE, R., WILLIG R. D. (eds.): *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2, pp. 1011-1057, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- BRONSTEIN, I. N., SEMENDJAJEW, K. A. (1981): *Taschenbuch der Mathematik*, (Deutsche Ausgabe herausgegeben von E. Zeidler), Stuttgart, Leipzig, Wiesbaden: Teubner-Verlag.
- BRÜMMER, B., GLAUBEN, T., THIJSEN, G. (2002): Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, No. 3, pp. 628-644.
- BÜHLER, S., JAEGER, F. (2002): *Einführung in die Industrieökonomik*, Berlin usw.: Springer-Verlag.
- Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BML) (Hrsg.): *Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland, verschiedene Jahrgänge*, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag.
- BURGESS, D. F. (1975): Duality Theory and Pitfalls in the Specification of Technologies, *Journal of Econometrics*, Vol. 3, No. 2, pp. 105-121.

- BURLJUK, N. (2000): AG «Galacton» demonstriert eine Verwirklichung eines Projektes des strategischen Typs, *Companion*, Nr. 13. (In russischer Sprache). [Бурлюк, Н. (2000): АО «Галактон» демонстрирует реализацию проекта стратегического типа, *Компаньон*, № 13.]
- BUSCHENA, D. E., PERLOFF, J. M. (1991): The Creation of Dominant Firm Market Power in the Coconut Oil Export Market, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, No. 4, pp. 1000-1008.
- CAPALBO, S. M. (1988): A Comparison of Econometric Models of U.S. Agricultural Productivity and Aggregate Technology, in: CAPALBO, S. M., ANTLE, J. A. (eds.): *Agricultural productivity: Measurement and explanation*, pp. 159-188, Washington, D. C.: Resources for the Future.
- CARLTON, D. W., PERLOFF, J. M. (2000): *Modern Industrial Organization*, 3rd Edition, Reading, Mass. etc.: Addison-Wesley.
- CHAMBERS, R. G. (1988): *Applied production analysis. A dual approach*, Cambridge etc.: Cambridge University Press.
- CHAVAS, J.-P., COX, T. L. (1988): A Nonparametric Analysis of Agricultural Technology, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 2, pp. 303-309.
- CHAVAS, J.-P., COX, T. L. (1992): A Nonparametric Analysis of the Influence of Research on Agricultural Productivity, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 74, No. 3, pp. 583-591.
- CHEN, Z., LENT, R. (1992): Supply Analysis in an Oligopsony Model, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 74, No. 4, pp. 973-979.
- CHRISTENSEN, L. R., JORGENSEN, D. W., LAU, L. J. (1973): Transcendental Logarithmic Productions Frontiers, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, No. 1, pp. 28-45.
- CLODIUS, R. L., MUELLER, W. F. (1961): Market Structure Analysis as an Orientation for Research in Agricultural Economics, *Journal of Farm Economics*, Vol. 43, No. 3, pp. 515-553.
- COELLI, T. (1998): *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Boston, Mass. etc.: Kluwer Academic Publishers.
- COMANOR, W. S., WILSON, T. A. (1967): Advertising Market Structure and Performance, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 4, pp. 423-440.
- CORBO, V., MELLER, P. (1979): The translog production function: Some evidence from establishment data, *Journal of Econometrics*, Vol. 10, No. 2, pp. 193-199.

- COWLING, K., WATERSON, M. (1976): Price-Cost Margins and Market Structure, *Economica*, Vol. 43, No. 171, pp. 267-274.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. (1998): Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation. An application to the German pork market, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 1-18.
- CURTISS, J. (2002): *Efficiency and Structural Changes in Transition. A Stochastic Frontier Analysis of Czech Crop Production*, Aachen: Shaker Verlag.
- DEMSETZ, H. (1973): Industry structure, market rivalry and public policy, *The Journal of Law and Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 1-9.
- DENNY, M., FUSS, M. (1977): The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates, *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 404-418.
- DEODHAR, S. Y., SHELDON, I. M. (1995): Is Foreign Trade (Im)Perfectly Competitive? An Analysis of the German Market for Banana Imports, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 46, No. 3, pp. 336-348.
- DEODHAR, S. Y., SHELDON, I. M. (1997): Market Power in the World Market for Soymeal Exports, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 78-86.
- DESAI, P. (1986): Soviet Growth Retardation, *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp. 175-180.
- DESAI, P. (1987): *The Soviet Economy: Problems and Prospects*, Oxford etc.: Basil Blackwell.
- Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (1999): *Die nächsten 1000 Tage: Wirtschaftspolitische Leitfaden für die Ukraine*, Kyiv: Institute for Economic Research and Policy Consulting.
- Deutsche Beratergruppe Wirtschaft bei der ukrainischen Regierung (2003): *Development of Domestic Markets in Ukraine Welfare through Competition*, Kyiv: Institute for Economic Research and Policy Consulting.
- DIEWERT, W. E. (1971): An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function, *The Journal of Political Economy*, Vol. 79, No. 3, pp. 481-507.
- DIEWERT, W. E. (1973): Functional forms for profit and transformations functions, *Journal of Economic Theory*, Vol. 6, No. 3, pp. 284-316.
- DIEWERT, W. E. (1974): Functional Forms for Revenue and Factor Requirements Functions, *International Economic Review*, Vol. 15, No. 1, pp. 119-130.

- DIEWERT, W. E. (1982): Duality approaches to microeconomic theory, in: ARROW K. J., INTRILIGATOR, M. D. (eds.): *Handbook of Mathematical Economics, Vol. 2*, pp. 535-599, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- DOVGALJUK, P. M., KONOVALJUK, O. R. (2003): Milchflüsse in Antimonopolen Ufern, *Konkurrenz, Nr. 4*, S. 56-58. (In ukrainischer Sprache). [Довгалоук, П. М., Коновалюк, О. Р. (2003): Молочні ріки в антимонопольних берегах, *Конкуренція, № 4*, с. 56-58.]
- DREGER, C., SCHUMACHER, C. (1999): Empirische Umsetzung der makro-ökonomischen Produktionstheorie – Möglichkeiten und Grenzen, *Diskussionspapiere, Nr. 92*, Halle (Saale): Institut für Wirtschaftsforschung Halle (Saale).
- DURHAM C. A., SEXTON, R. J. (1992): Oligopsony Potential in Agriculture: Residual Supply Estimation in California's Processing Tomato Market, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 74, No. 4*, pp. 962-972.
- ECKEY, H., KOSFELD, R., DREGER, C. (2001): *Oekonometrie: Grundlagen, Methoden, Beispiele*, Wiesbaden: Gabler.
- EISENPRESS, H., GREENSTADT, J. (1966): The estimation of nonlinear econometric estimators, *Econometrica, Vol. 34, No. 4*, pp. 851-861.
- FAWSON, C., SHUMWAY, R. C. (1988): A Nonparametric Investigation of Agricultural Production Behavior for U.S. Subregions, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 70, No. 2*, pp. 311-317.
- FEGER, F. (2000): A Behavioral Model of the Germany Compound Feed Industry. Functional Form, Flexibility, and Regularity, *Dissertation*, Göttingen: Georg-August-Universität Göttingen.
- FERGUSON P. R., FERGUSON, G. J. (1994): *Industrial economics: Issues and Perspectives*, Houndsmills etc.: Macmillan.
- FERNANDEZ-CORNEJO, J. (1992): Short- and Long-Run Demand and Substitution of Agricultural Inputs, *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 21, No. 1*, pp. 36-49.
- FIELD, E. B. (1988): Translog Production Function Approach, *The American Economic Review, Vol. 78, No. 3*, pp. 543-549.
- FRASER INSTITUTE (2005): Economic Freedom of the World 2005, in: GWARTNEY, J., LAWSON, R., GARTZKE, E. (eds.): *Annual Report*, Vancouver B.C: Fraser Institute.
- FUSS, M., MCFADDEN, D., MUNDLAK, Y. (1978): A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production, in: FUSS, M., MCFADDEN D. (eds.): *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Vol. 1*, pp. 219-268, Amsterdam, New York, Oxford: North-Holland.

- GALLANT, R. A. (1987): *Nonlinear statistical models*, New York etc.: John Wiley & Sons.
- GENESOVE, D., MULLIN, W. P. (1998): Testing static oligopoly models: Conduct and cost in the sugar industry, 1980-1914, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 29, No. 2, pp. 355-377.
- GEVEL, O. (2002): *The role of transaction costs for the development of the Ukrainian agricultural sector*, Aachen: Shaker Verlag.
- GOHIN, A., GUYOMARD, H. (2000): Measuring Market Power for Food Retail Activities: French Evidence, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51, No. 2, pp. 181-195.
- GOLLOP, F. M., ROBERTS, M. J. (1979): Firm Interdependence in Oligopolistic Markets, *Journal of Econometrics*, Vol. 10, No. 3, pp. 313-331.
- GOODWIN, B. K., BRESTER, G. W. (1995): Structural Change in Factor Demand Relationships in the U.S. Food and Kindred Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, No. 1, pp. 69-79
- GREENE, W. H. (1993): *Econometric analysis*, 2nd Edition, New York etc.: Macmillan.
- GREENE, W. H. (2000): *Econometric analysis*, 4th Edition, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
- GREENE, W. H. (2003): *Econometric analysis*, 5th Edition, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
- GRIFFIN, R. C., MONTGOMERY, J. M., RISTER, M. E. (1987): Selecting Functional Form in Production Function Analysis, *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 12, No. 2, pp. 216-227.
- GRIFFITHS, W. E., HILL R. C., JUDGE, G. G. (1993): *Learning and Practicing Econometrics*, New York etc.: John Wiley & Sons.
- GRINGS, M. (1985): Ein Angebotsmodell für den Agrarsektor der Bundesrepublik Deutschland: Ökonometrische Schätzung auf Grundlage der Dualitätstheorie, *Schriften zur angewandten Ökonometrie*, Heft 15, Frankfurt am Main: Haag und Herchen.
- HALL, R. E. (1988): The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry, *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 5, pp. 921-947.
- HALTER, A. N., CARTER, H. O., HOCKING, J. G. (1957): A Note on the Transcendental Production Function, *Journal of Farm Economics*, Vol. 39, No. 4, pp. 966-974.
- HALVORSON, H. W. (1955): The Supply Elasticity for Milk in the Short Run, *Journal of Farm Economics*, Vol. 37, No. 5, pp. 1186-1201.

- HANSEN, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*, München: Franz Vahlen Verlag.
- HAUSMAN, J. A. (1975): An Instrumental Variable Approach to Full Information Estimators for Linear and Certain Nonlinear Econometric Models, *Econometrica*, Vol. 43, No. 4, pp. 727-738.
- HAZILLA, M. (1991): Econometric Analysis of Market Structure: Statistical evaluation of price-taking behavior and market power, in: RHODES, G. F. (eds): *Econometric Methods and Models for Industrial Organizations. Advances in Econometrics: A Research Annual*, Vol. 9, pp. 3-59, Greenwich, Conn. etc.: Jai Press.
- HENDERSON, J. M., QUANDT, R. E. (1983): *Mikroökonomische Theorie: Eine mathematische Darstellung*, 5. Auflage, München: Franz Vahlen Verlag.
- HERRMANN, R. (2005): Gibt es keinen Methodenbeitrag der Agrarökonomie mehr?, *Agrarwirtschaft*, Bd. 54, Heft 7, S. 297-300.
- HILDENBRAND, W. (1981): Short-Run Production Functions Based on Microdata, *Econometrica*, Vol. 49, No. 5, pp. 1095-1125.
- HOFF, A. (2002): The Translog Approximation of the Constant Elasticity of Substitution Production Function with more than two Input Variables, *Working Paper*, No. 14, Frederiksberg, Denmark, DK: Danish Research Institute for Food Economics.
- HOWARD, W. H., SHUMWAY, R. C. (1988): Dynamic Adjustment in the U.S. Dairy Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 4, pp. 837-847.
- HUANG, C. J., CROKKE, P. S. (1999): *Mathematics and Mathematica for Economists*, Malden, Mass. usw: Blackwell Publishers.
- HÜBLER, O. (1989). *Ökonometrie*, Stuttgart, New York: Gustav Fischer Verlag.
- HUMPHREY, D. B., MORONEY, J. R. (1975): Substitution among Capital, Labor, and Natural Resource Products in American Manufacturing, *The Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 1, pp. 57-82.
- HUY, B., ELTERICH, J. G., GEMPESAW II, C. M. (1988): Recent Changes in the Regional Structure of U.S. Dairy Production, *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 36-45.
- HYDE, C. E., PERLOFF, J. M. (1994): Can monopsony power be estimated?, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 5, pp. 1151-1155.
- HYDE, C. E., PERLOFF, J. M. (1995): Can Market Power be Estimated?, *Review of Industrial Organization*, Vol. 10, No. 4, pp. 465-485.

- HYDE, C. E., PERLOFF, J. M. (1998): Multimarket market power estimation: The Australian retail meat sector, *Applied Economics*, Vol. 30, No. 9, pp. 1169-1176.
- INTRILIGATOR, M., BODKIN, R., HSIAO, C. (1996): *Econometric models, techniques, and applications*, 2nd Edition, Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
- JORGENSON, D. W., LAFFONT, J. (1974): Efficient estimation of nonlinear simultaneous equations with additive disturbances, *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 3, No. 4, pp. 615-640.
- JUDGE, G. G., GRIFFITHS, W. E., HILL, R. C., LÜTKEPOHL, H., LEE, T.-C. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd Edition, New York etc.: John Wiley & Sons.
- JUST, R. E., CHERN, W. S. (1980): Tomatoes, technology and oligopsony, *The Bell Journal of Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 584-602.
- KAISER, H. M., STREETER, D. H., LIU, D. J. (1988): Welfare Comparisons of U.S. Dairy Policies with and without Mandatory Supply, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 4, pp. 848-858.
- KARP, L. S., PERLOFF, J. M. (1989): Estimating Market Structure and Tax Incidence: The Japanese Television Market, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 37, No. 3, pp. 225-239.
- KIM, H. Y. (1992): The Translog Production Function and Variable Returns to Scale, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 3, pp. 546-552.
- KMENTA, J. (1967): Estimation of the CES Production Function, *International Economic Review*, Vol. 8, No. 2, pp. 180-189.
- KOESTER, U. (1992): *Grundzüge der landwirtschaftlichen Marktlehre*, 2. Auflage, München: Franz Vahlen Verlag.
- KOHLI, U. (1978): A Gross National Product Function and the Derived Demand for Imports and Supply of Export, *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 167-182.
- KOHLI, U. (1993): A Symmetric Normalized Quadratic GNP Function and the U.S. Demand for Imports and Supply of Export, *International Economic Review*, Vol. 34, No. 1, pp. 243-255.
- KOONTZ, S. R., GARCIA P., HUDSON, M. A. (1993): Meatpacker Conduct in Fed Cattle Pricing: An Investigation of Oligopsony Power, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, No. 3, pp. 537-548.
- KÖRNER, J., C. WEISS (2001): Die Zyklik der Profite in der Ernährungswirtschaft: Ein internationaler Vergleich, *Working Paper EWP 0101*, Kiel: Institut für Ernährungswirtschaft der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.

- KORTMANN, W. (2002): *Mikroökonomik: Anwendungsbezogene Grundlagen*, 3. Auflage, Berlin, Heidelberg usw.: Physica-Verlag.
- KOSTUSJEV, O. O. (2003): Das Jahr der vielversprechenden Veränderungen, *Konkurrenz*, Nr. 2. (In ukrainischer Sprache). [Костусєв, О. О. (2003): Рік обнадійливих змін, *Конкуренція*, № 2.]
- KUSHNIRSKY, F. I. (1989): National income of Ukraine: Estimation and analysis, in: KOROPECKYJ, I. S. (eds.): *The Ukrainian Economy: Achievements, Problems, Challenges*, pp. 200-215, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- LAU, L. J. (1978): Applications of Profit Functions, in: FUSS, M., MCFADDEN, D. (eds.): *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 1, pp. 133-216, Amsterdam, New York, Oxford: North-Holland.
- LAU, L. J. (1982): On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data, *Economics Letters*, Vol. 10, No. 1-2, pp. 93-99.
- LAU, L. J. (1986): Functional Forms in Econometric Model Building, in: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M. D. (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. 3, pp. 1515-1566, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- LAYARD, P. R. G., WALTERS, A. A. (1978): *Microeconomic theory*, New York etc.: McGraw-Hill.
- LAZARENKO, A. (2001): Das Auftreten von «Winn-Bill-Dann» erschreckt niemanden. Aber es ist unnütz, *Galytski kontrakty*, Nr. 12. (In ukrainischer Sprache). [ЛАЗАРЕНКО, А. (2001): Прихід «Вім-Біль-Данну» нікого не лякає. А даремно, *Галицькі контракти*, № 12.]
- LICHTER, W. (1994): *Nahrungsmittelindustrie: Aktuelle Trends in der Ukraine*, Köln, Berlin: Bundesstelle für Außenhandelsinformation.
- LINDE, R. (1988): Produktion II: Produktionsfunktionen, in: ALBERS, W. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften*, Bd. 6, S. 276-295, Stuttgart, New York: Fischer; Tübingen: Mohr; Göttingen, Zürich: Vandenhoeck u. Ruprecht.
- LISSITSA, A. (2002): *Der Transformationsprozess in der Landwirtschaft der Ukraine – Eine Analyse der Effizienz und Produktivität von Großbetrieben*, Aachen: Shaker Verlag.
- LIU, D. J., FORKER, O. D. (1990): Optimal Control of Generic Fluid Milk Advertising Expenditures, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 4, pp. 1047-1055.
- LOPEZ, R. A., ALTOBELLO, M. A., SHAH, F. A. (1994): Amenity Benefits and Public Policy: An Application to the Connecticut Dairy Sector, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol. 26, No. 2, pp. 485-496

- LOPEZ, R. A., AZZAM, A. M., LIRÓN-ESPAÑA, C. (2002): Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach, *Review of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 2, pp. 115-126.
- LOPEZ, R. A., YOU, Z. (1993): Determinants of Oligopsony Power: The Haitian Coffee Case, *Journal of Development Economics*, Vol. 41, No. 2, pp. 275-284.
- LOPEZ, R. E. (1982): Applications of Duality Theory to Agriculture, *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 7, No. 2, pp. 353-366.
- LOPEZ, R. E. (1984): Measuring Oligopoly Power and Production Responses of The Canadian Food Processing Industry, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 35, No. 2, pp. 219-230.
- LOPEZ, R. E. (1985): Structural Implication of a Class of Flexible Functional Forms for Profit Function, *International Economic Review*, Vol. 26, No. 3, pp. 593-601.
- LOVE, A. H., SHUMWAY, R. C. (1994): Nonparametric Tests for Monopsonistic Market Power, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 5, pp. 1156-1162.
- MALYNOVSKY, B. (2000): «Kontrakty» erklärt, warum die Milchverarbeitung Investoren anlockt, *Galytski kontrakty*, Nr. 36. (In ukrainischer Sprache). [Малиновський, Б. (2000): «Контракти» з'ясовують, чому саме переробка молока приваблює інвесторів, *Галицькі контракти*, № 36.]
- MALYNOVSKY, B., VOLODTSCHENKO, O. (2002): Milchflüsse treten über die Ufer, *Galytski kontrakty*, Nr. 15. (In ukrainischer Sprache). [Малиновський, Б., Володченко, О. (2002): Молочні ріки виходять з берегів, *Галицькі контракти*, № 15].
- MANKOVSKYY, A., PABAT, V. (2001): Gestaltung der Auszahlungspreisen für Kuhmilch gemäß dem DSTU 3662-97 und ihre Einfluss auf die Milchproduktion, *Milchindustrie*, Nr. 5. (In ukrainischer Sprache). [Маньковський, А., Пабат, В. (2001): Формування закупівельних цін на молоко коров'яче незбиране відповідно до вимог ДСТУ 3662-97 та їх вплив на економіку виробництва молока, *Молочна промисловість*, № 5].
- MARTIN, S. (1993): *Industrial Economics: Economic analysis and public policy*, 2nd Edition, New York etc.: Macmillan.
- MAY, J. D., DENNY, M. (1979): Factor-Augmenting Technical Progress and Productivity in U.S. Manufacturing, *International Economic Review*, Vol. 20, No. 3, pp. 759-774.
- MCCORRISTON, S. (2002): Why should imperfect competition matter to agricultural economists?, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 349-371.

- McFADDEN, D. (1963): Constant Elasticity of Substitution Production Functions, *The Review of Economics Studies*, Vol. 30, No. 2, pp. 73-83.
- McFADDEN, D. (1978): Cost, Revenue, and Profit Functions, in: FUSS, M., McFADDEN, D. (eds.): *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 1, pp. 3-109, Amsterdam, New York, Oxford: North-Holland.
- McINTOSH, C. S., SHUMWAY, R. C. (1991): Multiproduct Production Choices and Policy Response, *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol. 16, No. 2, pp. 291-303.
- MILLÁN, J. A. (1999): Short-run equilibrium and market power in the Spanish food, drink and tobacco industries, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 26, No. 2, pp. 229-243.
- MOREY, E. R. (1986): An Introduction to Checking, Testing, and Imposing Curvature Properties: The True Function and the Estimated Function, *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 19, No. 2, pp. 207-235.
- MORRISON, C. J. (1999): *Cost Structure and the Measurement of Economic Performance*, Boston etc.: Kluwer Academic Publishers.
- MOSCHINI, G. (1988): A Model of Production with Supply Management for the Canadian Agricultural Sector, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 70, No. 2, pp. 318-329.
- MOUNTAIN, D. C. (1986): Economics of Scale Versus Technological Change: An Aggregate Product Function for Switzerland, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 4, pp. 707-711.
- MURRAY, B. C. (1995): Measuring Oligopsony Power with Shadow Prices: U.S. Markets for Pulpwood and Sawlogs, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, No. 3, pp. 486-498.
- MUTH, M. K., WOHLGENANT, M. K. (1999): Measuring the Degree of Oligopsony Power in the Beef Packing Industry in the Absence of Marketing Input Quantity Data, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 24, No. 2, pp. 299-312.
- NADIRI, I. (1982): Producer Theory, in: ARROW, K. J., INTRILIGATOR, M. D. (eds.): *Handbook of Mathematical Economics*, Vol. 2, pp. 431-490, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- NEDOBOROVSKYY, A. (2003): Pfadabhängigkeiten und Effizienz der Betriebsstrukturen in der ukrainischen Landwirtschaft – Eine theoretische und empirische Analyse, *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Bd. 23. Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).

- NICHOLSON, W. (1995): *Microeconomic theory: Basic principles and extensions*. 6th Edition, Fort Worth: Dryden Press.
- PANZAR, J. C., ROSSE, J. N. (1987): Testing For "Monopoly" Equilibrium, *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, pp. 443-456.
- PARKER, R. C., CONNOR, J. M. (1979): Estimates of Consumer Loss Due to Monopoly in the U.S. Food-Manufacturing Industries, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, No. 4, pp. 626-639.
- PAWLOWSKI, I., PROTCHENKO, E., STRIEWE, L. (2001): Umstrukturierung der Milchwirtschaft eröffnet Chancen, in: ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE (Hrsg.): *Materialien zur Marktberichterstattung, Milchwirtschaft in Osteuropa*, Bd. 18, S. 130-143.
- PEREKHOZHUK, O. (2003a): Die Milchwirtschaft – Ein Sektor der ukrainischen Agrarwirtschaft im Umbruch, in: ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE (Hrsg.): *Osteuropa Agrarmärkte – aktuell*, Nr. 6, S. 3-4.
- PEREKHOZHUK, O. (2003b): Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Milch und Milchprodukte, in: PETRICK, M., BALMANN, A., LISSITSA, A. (Hrsg.): *Discussion Paper*, Nr. 47, S. 31-34, Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- PEREKHOZHUK, O. (2004): Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Milch und Milchprodukte: Eine empirische Modellanalyse, in: BALMANN, A., HOCKMANN, H., WEINGARTEN, P. (Hrsg.): *Discussion Paper*, Nr. 64, S. 44-46, Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- PEREKHOZHUK, O., GRINGS, M. (2006): Milchverarbeitungsindustrie der Ukraine unter Transformationsbedingungen – Ökonometrische Schätzung der Produktionsfunktion, in: GUSAKOV, V. G. (Hrsg.): *Aufgaben und Perspektiven des AIKs im Großzusammenhang des Programms der Erstehung und der Entwicklung des Landes (Material der VI. Internationalen wissenschaftlich-praktischen Konferenz)*, S. 80-84, Minsk: Institut für Ökonomie der Nationalen Akademie der Wissenschaften Weißrusslands (In russischer Sprache). [ПЕРЕХОЖУК, А., ГРИНГС, М. (2006): Молокоперерабатывающая промышленность Украины в условиях трансформации – Эконометрическая оценка производственной функции, *Задачи и перспективы АПК в контексте Программы возрождения и развития села: (материалы VI. Международной научно-практической конференции)*. Под ред. Гусакова, В. Г., ст. 80-84, Минск: Институт экономики НАН Беларуси.]
- PEREKHOZHUK, O., MANTEI, M., SCHULTZE, M. (2004): Milchqualität in der Ukraine: Anforderungen und Realisierung, in: ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE (Hrsg.): *Osteuropa Agrarmärkte - aktuell*, Nr. 11, S. 2-3.

- PERLOFF, J. M., SHEN, E. Z. (2001): Collinearity in Linear Structural Models of Market Power, *Working Paper, Nr. 949*, Berkeley: Department of Agricultural & Resource Economics, University of California.
- PFAFF, K. (2000): Wettbewerbsanalyse im Rahmen der Industrieökonomik: Theorie und empirische Anwendung auf den hessischen Fleischmarkt, *Agrarwirtschaft, Sonderheft 170*.
- PLJUTA, G. (1998): Milch fließt, wenn man Investitionen hineingießt, *Galytski kontrakty, Nr. 21*. (In ukrainischer Sprache). [ПЛЮТА, Г. (1998): Ллється молоко, коли вливають інвестиції, *Галицькі контракти, № 21*.]
- PRATO, A. A. (1973): Milk Demand, Supply, and Price Relationships, 1950-1968, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 55, No. 2*, pp. 217-222.
- RAMANATHAN, R. (1992): *Introductory Econometrics with Application*, 2nd Edition, Fort Worth, Philadelphia etc.: Harcourt Brace College Publishers.
- ROBERTS, M. J. (1984): Testing Oligopolistic Behavior, *International Journal of Industrial Organization, Vol. 2, No. 4*, pp. 367-383.
- ROGERS, R. T., SEXTON, R. J. (1994): Assessing the Importance of Oligopsony Power in Agricultural Markets, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 76, No. 5*, pp. 1143-1150.
- SAS (1988): User's Guide SAS/ETS, Version 6, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- SATO, R., KOIZUMI, T. (1973): On the Elasticities of Substitution and Complementarity, *Oxford Economic Papers, Vol. 25, No. 1*, pp. 44-56.
- SAUER, H. (2002): Die Struktur und Wettbewerbsfähigkeit der ukrainischen Milchwirtschaft, Teil 2: Milchverarbeitung, *Masterarbeit*, Göttingen: Fakultät für Agrarwissenschaften, Georg-August-Universität Göttingen.
- SCHMALENSEE, R. (1989): Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in: SCHMALENSEE, R., WILLIG, R. D. (eds.): *Handbook of Industrial Organization, Vol. 2*, pp. 952-1009, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- SCHMALWASSER, O. (2001): Revision der Anlagevermögensrechnung 1991 bis 2001, *Wirtschaft und Statistik, Bd. 5*, S. 342-356, Wiesbaden: Statistisches Bundesamt Deutschland.
- SCHPYCHAK, O. M. (1999): *Lage und Entwicklungsperspektiven des Milchbereichs im Agrarindustriellen Komplex der Ukraine*, Kiew: Institut für Agrarökonomie (IAE UAAN). (In ukrainischer Sprache). [Шпичак, О. М. (1999): *Стан і перспективи розвитку молокопродуктового підкомплексу АПК України*, Київ: ІАЕ УААН.]

- SCHPYCHAK, O. M., JAROSLAVSKA, T. V., PASCHKO S. O., POGORILETS, E. F. (2002): Preismechanismus, in: SABLUK, P. T. et al. (Hrsg.): *Agrarindustriellen Komplex der Ukraine: Lage, Trend und Entwicklungsperspektiven, Informationsanalytisches Sammelbuch, Nr. 5*, S. 301-335, Kiew: Institut für Agrarökonomie (IAE UAAN). (In ukrainischer Sprache). [Шпишак, О. М., Ярославська, Т. В., Пашко, С. О., Погорілець, Є. Ф. (2002): Ціновий механізм, *Агропромисловий комплекс України: Стан, тенденції та перспективи розвитку. Інформаційно-аналітичний збірник, № 5*, с. 301-335. За ред. Саблука П. Т. та ін., Київ: IAE УААН.]
- SCHRADER, L. F., COLLINS, N. R. (1960): Relation of Profit Rates to Industry Structure in the Food Industries, *Journal of Farm Economics, Vol. 42, No. 5*, pp. 1526-1527.
- SCHROETER, J. R. (1988): Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry, *The Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 1*, pp. 158-162.
- SCHROETER, J., AZZAM, A. (1990): Measuring market power in multi-product oligopolies: the US meat industry, *Applied Economics, Vol. 22, No. 10*, pp. 1365-1376.
- SCHROETER, J., AZZAM, A. (1991): Marketing Margins, Market Power, and Price Uncertainty, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 73, No. 4*, pp. 990-999.
- SCHULZE, E., TILLACK, P., GERASIN, S. (2001): Eigentumsverhältnisse, Rentabilität und Schulden landwirtschaftlicher Großbetriebe im Gebiet Wolgograd, *Discussion Paper, Nr. 32*, Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- SCHUMANN, J. (1992): *Grundzüge der mikroökonomischen Theorie*. 6. Auflage, Berlin, Heidelberg, New York usw.: Springer-Verlag.
- SCHWAGULYAK-SHOSTAK, O. (1999): Energiekrise und was ist mit ihr zu machen, *Galytski kontrakty, Nr. 50*. (In ukrainischer Sprache). [Швагуляк-Шостак, О. (1999): Енергетична криза і що з нею робити, *Галицькі контракти, № 50*.]
- SEXTON, R. J. (1990): Imperfect Competition in Agricultural Markets and the Role of Cooperatives: A Spatial Analysis, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 72, No. 3*, pp. 709-720.
- SEXTON, R. J. (2000): Industrialization and Consolidation in the U.S. Food Sector: Implications for Competition and Welfare, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 82, No. 5*, pp. 1087-1104.

- SEXTON, R. J., LAVOIE, N. (2001): Food Processing and Distribution: An Industrial Organization Approach, in: GARDNER, B., RAUSSER, G. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics, Vol. 1*, pp. 863-932, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- SEXTON, R. J., ZHANG, M. (2000): An Assessment of Market Power in the U.S. Food Industry And Its Impact on Consumers, *Paper prepared for Conference on "The American Consumer and the Changing Structure in the Food System"*, Arlington, Virginia.
- SHAZAM (2004): Econometrics Software. User's Reference Manual. Version 10, Vancouver, B. C.: Northwest Econometrics.
- SHUMWAY, C. R. (1983): Supply, Demand, and Technology in a Multiproduct Industry: Texas Field Crops, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 65, No. 4*, pp. 748-760.
- SHUMWAY, C. R. (1995): Recent Duality Contributions in Production Economics, *Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 20, No. 1*, pp. 178-194.
- SHUMWAY, C. R., SAEZ, R. R., GOTTRET, P. E. (1988): Multiproduct Supply and Input Demand in U.S. Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 70, No. 2*, pp. 330-337.
- SHY, O. (1995): *Industrial organization: Theory and applications*. Cambridge: MIT Press.
- SIDHU, S. S., BAANANTE, C. A. (1981): Estimating Farm-Level Input Demand and Wheat Supply in the Indian Punjab Using a Translog Profit Function, *American Journal of Agricultural Economics, Vol. 63, No. 2*, pp. 237-246.
- SMITH, J. B., SCOTT, D. R. (1986): Level of Structural Aggregation and Predictive Accuracy of Milk Supply Response Estimates, *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 15, No. 1*, pp. 33-36.
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband "*Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse in den Betrieben des öffentlichen Sektors in den Jahren 1990-1997*", Kiew, 1998. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: *Реалізація сільськогосподарської продукції господарствами суспільного сектору України у 1990-1997 роках*, Київ, 1998.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband "*Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben der Ukraine in den Jahren 1990-1998*", Kiew, 1999. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: *Реалізація продукції сільськогосподарськими підприємствами України у 1990-1998 роках*, Київ, 1999.]

- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband *"Arbeit der Ukraine 2001"*, Kiew, 2002. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний збірник *"Праця України 2001"*, Київ, 2002]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband *"Industrienerzeugnisse der Ukraine"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики: *"Промислова продукція України"*, Київ, Видання різних років.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband *"Indizes der Erzeugerpreise für gewerbliche Produkte"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний збірник *"Індекси цін виробників промислової продукції"*, Київ, Видання різних років.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband *"Landwirtschaftstätigkeit von Hauswirtschaften der Ukraine"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний збірник *"Сільськогосподарська діяльність господарств населення України"*, Київ, Видання різних років.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband *"Tierbestandsführung"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний збірник *"Чисельність худоби та птиці"*, Київ, Видання різних років.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*, Form Nr. 21-ZAG *"Bericht über Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний бюлетень *"Реалізація продукції сільськогосподарськими підприємствами"*, форма № 21-заг *"Звіт про реалізацію сільськогосподарської продукції"*, Київ, Видання різних років.]
- STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Kapitalinvestitionen in der Ukraine"*, Kiew, Jahrgänge 1999-2003. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики: Статистичний бюлетень *"Галузева спрямованість капітальних вкладень в Україні"*, Київ, Видання за 1999-2003 роки.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Lage der Tierproduktion"*, Form Nr. 24-SG *"Bericht über die Lage der Tierproduktion"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний бюлетень *"Зведені дані про стан тваринництва"*, форма № 24-сг *"Звіт про стан тваринництва"*, Київ, Видання різних років.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"*, Form Nr. 13-ZAG *"Bericht über Milchlieferung an die Verarbeitungsbetriebe"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний бюлетень *"Надходження продукції тваринництва на переробні підприємства"*, форма № 13-заг *"Звіт про надходження молока на переробні підприємства"*, Київ, Видання різних років.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Ökonomische und soziale Lage der Region Vinnytsa"*, Kiew, Jahrgänge 2000-2004. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний бюлетень *"Економічне і соціальне становище Вінницького регіону"*, Вінниця, Видання за 2000-2004 роки.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Rinder- und Geflügelfuttermittelverbrauch"*, Kiew, Jahrgänge 2002 und 2003. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний бюлетень *"Витрата кормів худобі та птиці"*, Київ, Видання за 2002 та 2003 роки.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Jahrbuch *"Landwirtschaft der Ukraine"*, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний щорічник *"Сільське господарство України"*, Київ, Видання різних років.]

STAATSSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Jahrbuch der Ukraine, Kiew, verschiedene Jahrgänge. (In ukrainischer Sprache). [Державний комітет статистики України: Статистичний щорічник України, Київ, Видання різних років.]

STATINFORMCONSULTING (2006): *"Information and Analytic Agency"*, Kyiv, Ukraine. <<http://www.statinform.com>>.

Statistisches Bundesamt Deutschland, Fachserie 4, Reihe 4.2.3, verschiedene Jahrgänge, Wiesbaden.

STOBBE, A. (1991): *Mikroökonomik*, 2. Auflage, Berlin, Heidelberg usw.: Springer-Verlag.

STOCK J. H., WATSON, M. W. (2003): *Introduction to econometrics*. Boston etc.: Addison-Wesley.

- SUZUKI, N., LENZ, J. E., FORKER, O. D. (1993): A Conjectural Variations Model of Reduced Japanese Milk Price Supports, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75, No. 1, pp. 210-218.
- TERRELL, K. (1993): Technical Change and Factor Bias in Polish Industry (1962-1983), *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 4, pp. 741-747.
- TIROLE, J. (1995): *Industrieökonomik*, München, Wien usw.: Oldenbourg
- TITARENKO, G. (2001): Milchpumpe'2001, *Business*, Nr. 35. (In russischer Sprache). [Титаренко, Г. (2001): Молокоотсос'2001, *Бизнес*, № 35.]
- VARIAN, H. R. (1984): The Nonparametric Approach to Production Analysis, *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 579-597.
- VARIAN, H. R. (1991): *Grundzüge der Mikroökonomik*, 2. Auflage, München, Wien usw.: Oldenbourg.
- VARIAN, H. R. (1994): *Mikroökonomie*, 3. Auflage, München, Wien usw.: Oldenbourg.
- VASILJEVA, N. (2001): Milch auf den Lippen'2001, *Business*, № 39. (In russischer Sprache). [Васильева Н. (2001): Молоко на губах'2001, *Бизнес*, № 39.]
- VERBEEK, M. (2000): *A guide to modern econometrics*, New York etc.: John Wiley & Sons.
- VOIGT, P. (2004): Russlands Weg vom Plan zum Markt: Sektorale Trends und regionale Spezifika (Eine Analyse der Produktivitäts- und Effizienzentwicklungen in der Transformationsphase), *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Bd. 28, Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- WANDEL, J. (2001): Landwirtschaft und Industrie in Russland. Der Transformationsprozess in der Ernährungsindustrie: Eine Analyse im Lichte des Structure-conduct-performance Ansatzes, *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*, Bd. 10, Halle (Saale): Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO).
- WANN, J. J., SEXTON, R. J. (1992): Imperfect competition in multiproduct food industries with application to pear processing, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 74, No. 4, pp. 980-990.
- WEAVER, R. D. (1983): Multiple Input, Multiple Output Production Choices and Technology in the U.S. Wheat Region, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 65, No. 1, pp. 45-56.
- WEISS, C. (1999): Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschland, *Workingpaper EWP 9904*, Kiel: Institut für Ernährungswirtschaft der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel.

- WEITZMAN, M. L. (1970): Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution, *The American Economic Review*, Vol. 60, No. 4, pp. 676-692.
- WHITESELL, R. S. (1985): The Influence of Central Planning on the Economic Slowdown in the Soviet Union and Eastern Europe: A Comparative Production Function Analysis, *Economica*, Vol. 52, No. 206, pp. 235-244.
- WIED-NEBBELING, S. (2004): *Preistheorie und Industrieökonomik*, 4. Auflage, Berlin: Springer-Verlag.
- WIED-NEBBELING, S., SCHOTT, H. (1998): *Grundlagen der Mikroökonomik*, Berlin: Springer-Verlag.
- WOHLGENANT, M. K. (1989): Demand for Farm Output in a Complete System of Demand Functions, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 2, pp. 241-252.
- WOHLGENANT, M. K. (2001): Marketing Margins: Empirical Analysis, in: GARDNER, B., RAUSSER, G. (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1, pp. 933-970, Amsterdam etc.: Elsevier Science B.V.
- WÖHLKEN, E. (1991): *Einfuehrung in die landwirtschaftliche Marktlehre*, 3. Auflage, Stuttgart: Ulmer
- ZORYA, S. (2003): Interdependencies between Agriculture and Macroeconomics in Ukraine, *Dissertation*, Göttingen: Georg-August-Universität Göttingen.
- ZORYA, S., SAUER, H., STRIEWE, L., VENEMA, J., HEMME, T. (2003): Das Potential der Milcherzeugung und Milchverarbeitung in der Ukraine, in: AHRENS, H. u.a. (Hrsg.): *Perspektiven der europäischen Agrar- und Ernährungswirtschaft nach der Osterweiterung der Europäischen Union. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 38*, S. 227-237, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag.

VERZEICHNIS VON RECHTSVORSCHRIFTEN

Anordnung des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 25. März 1991 Nr. 87 *"über Preiszuschlag zu dem Aufkaufpreis für Rohmilch"*. (In ukrainischer Sprache). [Розпорядження Ради Міністрів Української РСР від 25 березня 1991 р. № 87 *"Про встановлення надбавки до закупівельної ціни на молоко"*.]

Dekret des Ministerkabinetts der Ukraine vom 17. Mai 1993 Nr. 51-93 *"über die Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriellen Komplex"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 17 травня 1993 р. № 51-93 *"Про особливості приватизації майна в агропромисловому комплексі"*.]

Gesetz der UdSSR vom 6. März 1990 Nr. 1305-1 *"über Eigentum in der UdSSR"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон СССР від 6 березня 1990 р. № 1305-1 *"Про власність в СРСР"*.]

Gesetz der Ukraine vom 3. Dezember 1990 Nr. 52 *"über Preise und Preisbildung"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 3 грудня 1990 р. № 52 *"Про ціни і ціноутворення"*.]

Gesetz der Ukraine vom 20. Dezember 1991 Nr. 2009-XII *"über Bauern- und Farmbetriebe"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 20 грудня 1991 р. № 2009-XII *"Про селянське (фермерське) господарство"*.]

Gesetz der Ukraine vom 30. Januar 1992 Nr. 2073-XII *"über Bodeneigentumsformen"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 30 січня 1992 р. № 2073-XII *"Про форми власності на землю"*.]

Gesetz der Ukraine vom 4. März 1992 Nr. 2163-XII *"über die Privatisierung des Staatseigentums"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 4 березня 1992 р. № 2163-XII *"Про приватизацію державного майна"*.]

Gesetz der Ukraine vom 10. April 1992 Nr. 2269-XII *"über Pacht des Staats- und Kommunaleigentums"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 10 квітня 1992 р. № 2269-XII *"Про оренду державного та комунального майна"*.]

Gesetz der Ukraine vom 10. Juli 1996 Nr. 290/96-BP *"über die Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriellen Komplex"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 10 липня 1996 р. № 290/96-BP *"Про особливості приватизації майна в агропромисловому комплексі"*.]

Gesetz der Ukraine vom 23. Dezember 1997 Nr. 770-97 *"über die Einführung von Änderungen zum Gesetz «über die Mehrwertsteuer»"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон України від 23 грудня 1997 р. № 770-97 *"Про внесення змін до Закону України «Про податок на додану вартість»"*.]

Gesetz der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 12. Juli 1986 Nr. 2515-XI *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik in den Jahren 1986-1990"*. (In ukrainischer Sprache). [Закон Української Радянської Соціалістичної Республіки від 12 липня 1986 р. № 2515-XI *"Про Державний план економічного і соціального розвитку Української РСР на 1986-1990 роки"*.]

VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 3. Oktober 1992 Nr. 557 *"über Maßnahmen bezüglich der Verbilligung der einzelnen Fleischwaren und der Milch und Milchprodukte"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Кабінету Міністрів України від 3 жовтня 1992 р. № 557 *"Про заходи щодо здешевлення окремих ковбасних виробів, молока і молокопродуктів"*.]

VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 13. Oktober 1992 Nr. 577 *"über Übereignung des allgemeinstaatlichen Eigentums in Kommunaleigentum des Gebiets und der Stadt Sevastopol"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Кабінету Міністрів України від 13 жовтня 1992 р. № 577 *"Про передачу майна, яке перебуває у загальнодержавній власності, до комунальної власності областей та м. Севастополя"*.]

VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 7. Dezember 1992 Nr. 686 *"über Genehmigung der Ordnung der Reorganisierung im Privatisierungsprozess in offenen Aktiengesellschaften"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Кабінету Міністрів України від 7 грудня 1992 р. № 686 *"Про затвердження Порядку перетворення в процесі приватизації державних підприємств у відкриті акціонерні товариства агропромислового комплексу"*.]

VO des Ministerkabinetts der Ukraine vom 19. Januar 1994 Nr. 19 *"über die Besonderheiten der Privatisierung des Eigentums im Agrarindustriellen Komplex"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Кабінету Міністрів України від 19 січня 1994 р. № 19 *"Про особливості приватизації в агропромисловому комплексі майна, що перебуває в державній власності, та майна, що належить Автономній Республіці Крим"*.]

VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 11. Juli 1986 Nr. 250 *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik in den Jahren 1986-1990"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 11 липня 1986 р. № 250 *"Про Державний план економічного і соціального розвитку Української РСР на 1986-1990 роки"*.]

- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 15. Juli 1988 Nr. 179 *"über Neugestaltung der Großhandelspreise und Tarife in der Industrie und anderen Branche der Volkswirtschaft"*. (In russischer Sprache). [Постановление Совета Министров Украинской ССР от 15 июля 1988 г. N 179 *"О пересмотре оптовых цен и тарифов в промышленности и других отраслях народного хозяйства"*.]
- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 6. Mai 1990 Nr. 107 *"über Ergebnisse des republikanischen sozialistischen Wettbewerbs zwischen Rayon- und Gebietsverwaltungen für die Erfüllung im Jahr 1990"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР і Рада Федерації Незалежних Профспілок України від 6 травня 1991 р. № 107 *"Про підсумки республіканського соціалістичного змагання областей і районів за успішне виконання в 1990"*.]
- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Oktober 1990 Nr. 296 *"über neue Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 1 жовтня 1990 р. № 296 *"Про нові державні закупівельні ціни на сільсько-господарську продукцію"*.]
- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 28. Februar 1991 Nr. 53 *"über Einzelhandelspreise für einzelne Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 28 лютого 1991 р. № 53 *"Про роздрібні ціни на окремі товари народного споживання"*.]
- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 28. März 1991 Nr. 71 *"über neue Einzelhandelspreise für Volkskonsumwaren, Tarife und Dienstleistungen"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 28 березня 1991 р. № 71 *"Про нові роздрібні ціни на товари народного споживання і тарифи на послуги, що надаються населенню"*.]
- VO des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 12. April 1991 Nr. 88 *"über zusätzliche Stimulierung durch Aufkaufpreise für landwirtschaftliche Erzeugnisse"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 12 квітня 1991 р. № 88 *"Про додаткове стимулювання державних заготівель тваринницької продукції в поліських і гірських районах республіки"*.]

VO des Obersten Sowjets der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 1. Dezember 1989 Nr. 8465-XI *"über den Staatsplan der Wirtschafts- und Sozialentwicklung der Ukrainischen Sowjetischen Republik im Jahr 1990"*. (In ukrainischer Sprache). [Постанова Рада Міністрів Української РСР від 1 грудня 1989 р. № 8465-XI *"Про Державний план економічного і соціального розвитку Української РСР на 1990 рік"*.]

VO des Zentralkomitees der Kommunistischen Partei der Ukraine und des Ministerrats der Ukrainischen Sowjetischen Republik vom 9. September 1986, Nr. 322 *"über die Vervollkommnung der Planung, der wirtschaftlichen Stimulierung und der Verwaltung in Staatshandel und Konsumgenossenschaft"*. (In russischer Sprache). [Постановление Центрального комитета Компартии Украины и Совета Министров Украинской ССР от 9 сентября 1986 г., № 322 *"О совершенствовании планирования, экономического стимулирования и управления в государственной торговле и потребительской кооперации"*.]

ANHANG

VERZEICHNIS DER TABELLEN IM ANHANG

Tabelle A 1:	Datensatz zur Schätzung der Produktionsfunktion	III
Tabelle A 2:	Produktionsmengen der Molkereierzeugnisse	IV
Tabelle A 3:	Datensatz zur Schätzung der Angebotsfunktion	V
Tabelle A 4:	Datensatz zur Schätzung des Marktstrukturmodells.....	V
Tabelle A 5:	Geschätzte Produktionselastizitäten, Skalenelastizität und Rate des technischen Fortschritts	VI
Tabelle A 6:	Weltkuhmilchproduktion	VIII
Tabelle A 7:	Kuhmilchproduktion in den europäischen Ländern.....	IX
Tabelle A 8:	Kuhmilchbestand in ausgewählten Ländern	IX
Tabelle A 9:	Milchleistung in ausgewählten Ländern	X
Tabelle A 10:	Pro-Kopf-Produktion von Milch in ausgewählten Ländern.....	X

VERZEICHNIS DER ABBILDUNGEN IM ANHANG

Abbildung A 1:	Milchverarbeitungsindustrie-Output	XI
Abbildung A 2:	Rohmilchanlieferung	XI
Abbildung A 3:	Anzahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie	XII
Abbildung A 4:	Kapitaleinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie (Abschreibungen)	XII
Abbildung A 5:	Saisonalität der Milcherzeugung	XIII
Abbildung A 6:	Saisonalität der Milchanlieferung	XIII
Abbildung A 7:	Variation der regionalen Auszahlungspreise und der Milchqualität	XIV

Tabelle A 1: Datensatz zur Schätzung der Produktionsfunktion

Jahr	Monat											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Output der Milchverarbeitungsindustrie in Milchäquivalent (Tsd. Tonnen)												
1996	263746	252903	332701	369566	520851	673381	646484	549157	418225	307391	194601	162928
1997	138919	126435	168912	172115	320310	505618	470978	433560	374119	276661	177833	157664
1998	151113	138640	181608	207078	390581	492908	481138	420480	361097	250310	151970	140200
1999	136174	130835	190602	195595	399682	464532	402169	388749	358775	254827	167845	157568
2000	154141	154030	200685	206885	411628	477526	492143	475600	433939	407420	297388	251929
2001	240713	241542	336879	374453	615945	655531	558924	505992	471267	417011	310601	288182
2002	275385	272749	348439	388378	516446	517136	460271	483774	440813	386980	310853	296428
2003	285339	302959	392964	377587	474920	550351	584843	596020	538102	508579	466113	365442
Rohmilchanlieferung (Tsd. Tonnen)												
1996	222194	206877	279146	313505	465475	585717	563037	485292	347791	255652	159839	131108
1997	99205	92526	128488	136672	276093	412425	387418	344671	290445	213416	134792	109805
1998	99608	99474	140265	168652	360555	455754	438545	385642	325200	221293	123766	122300
1999	102770	101511	145363	169999	349394	413487	353081	334259	293569	217743	134476	130840
2000	111614	113354	157548	211984	343156	420036	410621	384777	337963	336932	255181	251633
2001	180729	187199	276445	352971	506514	588198	500995	462119	424634	346596	257609	291878
2002	188867	205182	286675	306138	431431	482647	421752	406120	359050	339052	258767	251558
2003	189654	203860	284031	328449	423160	492381	526256	491069	432130	417649	321184	302962
Anzahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie												
1996	97499	96376	95602	95474	95337	96452	94320	93998	93058	91394	90330	88928
1997	87268	87846	88090	87737	87648	87800	87090	86802	84975	83837	83086	81631
1998	81089	80544	81051	81033	81330	81357	81823	80807	80214	78989	77659	76888
1999	77703	77847	79542	79349	79470	79671	79699	78977	78444	76737	76140	74899
2000	74062	73726	74569	74876	75279	75609	75929	75672	74385	74150	73180	71472
2001	70186	69905	70732	70639	71474	72633	73280	73201	72768	72402	71379	71087
2002	69063	70560	72417	73591	74536	75978	75938	75527	74147	72029	70542	68723
2003	67940	68859	69715	71471	72716	75142	75883	75241	74052	72808	71442	70428
Kapitaleinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie (Abschreibungen, Tsd. UAH)												
1996	2228,700	2033,180	1844,790	1681,740	1532,110	1404,530	1289,450	1190,310	1108,520	1037,570	981,030	934,060
1997	897,660	872,970	853,680	842,090	836,350	835,830	839,420	846,150	854,610	864,310	873,620	882,080
1998	888,510	892,480	894,960	895,550	894,400	891,710	887,390	881,640	874,820	866,590	857,590	847,330
1999	836,220	825,530	813,050	800,410	786,860	773,350	759,080	744,590	730,430	715,750	701,580	687,070
2000	672,770	659,670	646,030	633,240	620,550	608,820	597,370	586,660	577,080	568,070	560,270	553,240
2001	547,290	542,790	538,650	535,390	532,650	530,520	528,720	527,220	525,940	524,670	523,390	521,890
2002	520,120	518,300	516,100	513,820	511,360	508,910	506,380	503,880	501,540	499,260	497,220	495,340
2003	493,730	492,560	491,620	491,107	491,037	491,460	492,451	494,054	496,233	499,183	502,756	507,241
Energieeinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie (kWh)												
1996	1040400	997050	1445000	1676200	2543200	3511350	3395750	2875550	2066350	1430550	823650	592450
1997	816340	744310	1104460	1152480	2569070	4369820	4033680	3745560	3145310	2160900	1248520	1008420
1998	694400	572880	815920	1006880	2274160	2985920	2968560	2551920	2152640	1336720	677040	590240
1999	640530	601710	1009320	1048140	2697990	3163830	2678580	2562120	2329200	1513980	854040	737580
2000	638250	621000	931500	1017750	2449500	2915250	3105000	3001500	2639250	2415000	1587000	1173000
2001	1025480	992400	1538220	1852480	3407240	3738040	3109520	2662940	2414840	1984800	1323200	1124720
2002	1129600	1111950	1588500	1870900	2771050	2771050	2329800	2418050	2170950	1782650	1288450	1164900
2003	1084580	1209040	1706880	1582420	2240280	2791460	3111500	3182620	2720340	2489200	2275840	1440180

Anm.: Zur Quellenangabe vgl. Abschnitt 4.1.

Tabelle A 2: Produktionsmengen der Molkereierzeugnisse

Jahr	Monat											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Butter, Tsd. Tonnen												
1996	7,2	6,9	10,0	11,6	17,6	24,3	23,5	19,9	14,3	9,9	5,7	4,1
1997	3,4	3,1	4,6	4,8	10,7	18,2	16,8	15,6	13,1	9,0	5,2	4,2
1998	4,0	3,3	4,7	5,8	13,1	17,2	17,1	14,7	12,4	7,7	3,9	3,4
1999	3,3	3,1	5,2	5,4	13,9	16,3	13,8	13,2	12,0	7,8	4,4	3,8
2000	3,7	3,6	5,4	5,9	14,2	16,9	18,0	17,4	15,3	13,9	9,2	6,8
2001	6,2	6,0	9,3	11,2	20,6	22,6	18,8	16,1	14,6	12,0	8,0	6,8
2002	6,6	6,4	9,1	10,8	15,9	15,8	13,2	13,7	12,3	10,1	7,3	6,5
2003	6,1	6,8	9,6	8,9	12,6	15,7	17,5	17,9	15,3	14,0	12,8	8,1
Fettkäse, Tonnen												
1996	3611	3521	4545	4823	6176	7430	6883	6032	4885	3817	2613	2637
1997	2447	2393	2611	2763	4417	6141	5699	4922	4625	3627	2575	2683
1998	2552	2541	3345	3488	5972	6676	5781	5175	5046	4094	3033	2838
1999	2750	2668	3368	3605	5880	6126	5049	5212	5411	4438	3293	3547
2000	3608	3588	4457	4199	6569	6734	6281	6089	6627	6362	5824	5363
2001	5298	5391	7447	8017	11467	10548	8492	9000	10274	10953	8794	7906
2002	7671	7229	9393	9796	12699	12931	11599	12929	12596	12183	9040	9007
2003	9821	9940	14075	13591	15682	16622	16075	16259	16531	14787	12269	11957
Vollmilcherzeugnisse, Tsd. Tonnen												
1996	75,2	73,8	71,6	67,9	72,2	66,6	62,9	57,4	58,4	55,2	47,9	49,6
1997	43,7	39,8	44,3	42,0	43,4	46,0	43,1	42,7	45,5	43,9	40,5	42,5
1998	40,3	42,4	47,9	45,5	48,1	49,6	45,7	45,1	44,4	47,8	43,5	42,7
1999	42,7	44,0	49,3	45,6	46,4	51,2	50,2	47,6	47,4	47,3	44,3	46,5
2000	45,9	48,4	48,3	47,4	50,4	51,5	47,8	49,3	48,8	50,5	53,3	58,4
2001	64,2	67,6	70,3	70,4	83,2	78,0	81,9	82,2	74,8	77,2	78,2	81,4
2002	85,2	87,0	90,9	90,5	89,9	88,5	92,4	89,7	87,0	91,1	90,6	94,5
2003	94,0	97,7	104,0	100,1	106,2	106,9	102,1	101,8	101,6	106,8	104,2	112,1
Mager-, Voll- und Mischmilchpulver, Tonnen												
1996	542	361	757	1113	1564	2149	1542	1316	1012	650	359	647
1997	426	257	343	404	881	1278	1455	1272	1064	863	366	500
1998	405	384	425	731	1176	1327	1210	911	667	479	234	217
1999	200	173	398	608	1065	1204	1112	1299	1034	726	472	263
2000	289	407	745	440	880	1526	1038	786	1200	1250	1021	1313
2001	1059	1493	2356	1616	1802	2114	1953	2554	2484	2321	1216	1380
2002	840	870	930	1480	1870	1751	1773	2056	2352	977	976	887
2003	740	586	947	1440	1988	2334	2473	2477	2062	1895	1675	1099
Kindermilchmischung, Tonnen												
1996	188	101	399	539	509	103	556	259	344	321	90	156
1997	279	196	204	140	259	257	291	291	240	219	193	267
1998	143	151	165	413	198	284	89	209	62	243	151	151
1999	140	117	240	286	329	149	239	271	386	324	255	83
2000	103	181	153	52	249	540	324	108	321	278	23	279
2001	73	81	318	223	218	467	182	132	230	270	273	475
2002	74	104	321	236	388	378	487	295	264	303	368	205
2003	250	88	344	305	394	305	164	402	312	317	281	274
Kondensmilch, Mio. Milchk Dosen ²⁶⁵												
1996	8,2	7,6	12,3	13,0	18,5	21,8	19,5	14,6	13,0	9,9	6,0	5,8
1997	4,8	4,9	7,9	8,5	13,9	20,6	20,3	14,0	10,2	10,8	7,4	5,7
1998	7,8	8,9	11,8	11,0	18,8	24,1	23,8	20,6	16,3	10,2	7,0	8,0
1999	6,7	5,1	7,8	9,6	12,0	17,8	16,0	16,6	13,9	9,6	7,7	10,2
2000	9,1	7,4	8,9	8,5	12,5	10,3	10,4	9,5	9,1	10,7	9,6	11,0
2001	10,2	8,7	13,1	11,8	17,2	17,0	11,3	12,8	14,5	14,2	10,9	12,6
2002	12,3	10,9	12,1	13,0	14,7	16,6	15,0	15,6	15,3	16,7	14,1	13,2
2003	12,1	12,0	15,5	14,9	16,5	15,3	15,5	15,8	18,5	19,8	17,3	18,3

Quelle: STAATSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB "Industrieerzeugnisse der Ukraine" (2000, S. 25-26; 2002, S. 21-24; 2003, S. 21-24).

²⁶⁵ Die Monatsangaben zu den Produktionsmengen von Kondensmilch wurden vom Staatsapparat der Ukraine in Mio. Dosen à 400 g erfasst.

Tabelle A 3: Datensatz zur Schätzung der Angebotsfunktion

Jahr	Monat											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Monatsdurchschnittspreis für angelieferte Rohmilch an Milchverarbeitungsindustrie (UAH/t)												
1996	166,9	187,8	189,4	187,0	182,6	173,5	171,1	172,4	174,4	178,5	190,6	195,2
1997	208,9	213,2	231,9	238,0	230,2	215,3	214,7	215,7	220,3	228,4	240,9	246,8
1998	251,9	260,1	282,2	294,4	265,1	252,0	251,6	254,1	267,5	294,7	342,3	444,2
1999	332,8	357,2	372,6	366,6	332,2	316,0	316,3	323,3	351,3	389,3	459,1	593,7
2000	523,3	588,5	581,0	563,5	496,7	470,2	486,5	496,2	551,1	599,0	663,3	773,6
2001	705,0	734,6	727,7	666,5	586,2	539,5	510,3	522,6	603,8	637,0	709,3	821,8
2002	714,4	719,0	645,4	574,0	473,6	438,6	448,5	464,6	525,6	581,4	678,3	826,7
2003	780,6	808,1	792,2	730,5	647,0	587,2	623,9	661,0	688,7	772,5	837,8	990,5
Monatsdurchschnittspreis für die Direktvermarktung von Milch und Milchprodukten (UAH/t)												
1996	166,9	187,8	189,4	187,0	182,6	173,5	171,1	172,4	174,4	178,5	190,6	195,2
1997	332,0	327,3	319,4	321,9	290,0	266,5	271,8	245,8	252,3	266,2	306,3	293,8
1998	339,7	337,1	338,8	327,7	302,0	286,6	267,6	275,1	272,0	323,9	343,3	381,8
1999	408,1	410,5	432,0	395,8	374,5	339,5	325,1	327,8	338,2	399,1	440,0	530,5
2000	584,2	587,4	578,5	560,7	491,3	457,9	448,8	460,5	496,5	586,6	640,3	623,6
2001	673,2	705,4	685,4	639,7	569,3	475,2	476,6	503,6	553,4	521,2	568,7	758,1
2002	652,5	737,7	654,3	577,6	472,7	392,7	467,1	420,7	432,5	502,9	565,7	620,2
2003	745,0	728,8	688,8	642,1	596,3	520,6	497,0	545,5	586,8	699,4	722,6	800,9
Preisindex für Rindfleisch (Januar 1996=100)												
1996	100,0	100,2	100,7	101,7	104,1	105,8	107,7	112,5	114,3	116,3	117,0	117,7
1997	123,4	129,0	133,6	137,8	140,7	142,0	143,0	141,7	142,0	141,6	140,6	137,9
1998	138,9	143,4	145,3	147,6	150,7	153,3	156,2	157,0	158,2	159,5	160,5	161,3
1999	164,3	173,0	182,6	190,2	199,7	199,5	200,3	201,7	206,0	202,1	204,7	203,5
2000	202,0	206,7	212,5	216,9	232,8	270,5	304,8	327,4	333,6	341,6	343,7	344,0
2001	366,4	381,8	387,1	397,9	401,9	411,2	409,5	400,1	400,5	390,1	380,7	370,8
2002	366,7	373,0	370,0	363,7	360,1	353,6	347,9	320,8	321,4	318,5	312,2	307,2
2003	306,3	313,9	310,5	303,9	309,4	310,3	315,9	328,2	345,6	353,6	352,9	371,2
Preisindex für Kraftmischfutter (Januar 1996=100)												
1996	100,0	108,7	113,5	125,7	136,3	142,7	141,1	139,3	144,3	159,9	165,2	173,9
1997	173,6	173,1	176,2	183,1	178,7	185,1	185,3	182,7	181,8	176,7	175,1	177,9
1998	174,3	179,6	174,0	178,0	176,2	170,1	170,4	167,8	175,6	176,3	176,4	176,6
1999	178,0	181,0	185,0	188,9	199,5	206,5	221,1	222,0	219,4	227,0	235,7	248,6
2000	265,0	270,3	287,1	293,7	324,8	349,5	360,4	354,2	353,2	345,0	349,5	350,2
2001	343,6	341,5	345,6	353,9	359,9	361,0	368,9	353,4	352,4	340,1	340,7	340,4
2002	340,4	339,7	341,1	343,8	349,0	350,4	348,3	342,7	342,3	335,5	333,1	330,1
2003	327,8	330,5	341,4	366,3	387,2	395,3	413,5	426,7	423,3	422,4	419,5	413,2
Milchkuhbestand (Tsd. Kühe)												
1996	7531,3	7457,9	7526,6	7526,3	7513,1	7489,9	7442,1	7394,4	7305,4	7236,3	7104,1	6971,9
1997	6927,6	6886,7	6910,2	6864,5	6842,7	6830,9	6753,8	6689,0	6601,2	6529,8	6434,0	6264,8
1998	6232,4	6208,9	6244,0	6252,5	6259,0	6264,0	6229,4	6185,3	6113,0	6037,6	5953,0	5861,8
1999	5823,1	5828,7	5861,2	5869,0	5887,5	5870,9	5854,2	5803,8	5736,7	5648,3	5566,3	5840,8
2000	5400,2	5374,8	5318,5	5266,0	5249,1	5222,1	5179,7	5130,8	5070,2	4999,9	4959,0	5426,6
2001	4956,8	4973,6	5006,1	5033,2	5054,6	5086,7	5079,7	5064,5	5037,7	5004,4	4975,0	4958,4
2002	4909,6	4926,2	4946,9	4967,5	4975,4	5000,5	4980,1	4952,8	4912,9	4862,7	4799,5	4918,1
2003	4702,4	4702,8	4695,4	4702,4	4699,2	4666,2	4637,3	4607,1	4571,3	4512,6	4449,6	4715,6

Anm.: Die Daten für die zu erklärenden Variable "Rohmilcheinsatz" sind in Tabelle A 1 enthalten. Zur Quellenangabe vgl. Abschnitt 4.2.

Tabelle A 4: Datensatz zur Schätzung des Marktstrukturmodells

Jahr	Monat											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie (Januar 1996=100)												
1996	100,0	108,6	110,9	109,6	105,9	101,0	98,3	97,4	95,5	103,6	109,1	113,6
1997	119,5	128,3	133,7	135,2	132,3	128,1	123,9	123,9	125,2	124,7	126,5	133,1
1998	133,3	134,4	134,1	133,5	131,3	126,3	123,2	123,1	125,4	128,5	140,9	170,5
1999	176,6	179,1	180,1	177,8	174,4	165,2	162,0	171,3	178,3	184,2	194,1	210,0
2000	217,4	219,6	216,3	213,0	204,7	198,2	199,0	201,9	212,6	220,3	224,5	234,6
2001	238,1	239,5	236,9	231,7	224,3	212,8	206,2	207,7	218,3	223,1	227,8	233,2
2002	237,2	232,0	228,0	217,5	206,0	199,0	198,6	204,6	213,0	218,7	234,2	251,8
2003	255,6	256,9	256,1	246,1	238,5	233,7	240,0	245,5	251,9	258,5	267,0	276,6

Anm.: Ergänzung der in den Tabellen A 1 und A 3 enthaltenen Daten. Zur Quellenangabe vgl. Abschnitt 4.3.

Tabelle A 5: Geschätzte Produktionselastizitäten, Skalenelastizität (SE) und Rate des technischen Fortschritts (TF)

Jahr	Monat	Model I						Model II				
		Milch	Arbeit	Kapital	Energie	TF	SE	Milch	Arbeit	Energie	TF	SE
1996	I	0,5790	0,6365	-0,8920	0,2130	-0,0259	0,5364	0,8330	-1,7125	0,1454	-0,0164	-0,7341
	II	0,5968	0,4786	-0,7463	0,2024	-0,0236	0,5315	0,8237	-1,7083	0,1447	-0,0160	-0,7400
	III	0,5792	0,2244	-0,6025	0,2537	-0,0216	0,4548	0,7980	-1,2314	0,1738	-0,0137	-0,2596
	IV	0,5887	-0,0062	-0,4476	0,2614	-0,0196	0,3963	0,8012	-1,1533	0,1792	-0,0130	-0,1728
	V	0,5399	-0,1827	-0,3099	0,3371	-0,0177	0,3845	0,7616	-0,5786	0,2271	-0,0107	0,4102
	VI	0,5934	-0,6351	-0,1441	0,3208	-0,0161	0,1350	0,8247	-0,7183	0,2036	-0,0107	0,3100
	VII	0,5653	-0,6373	-0,0352	0,3506	-0,0139	0,2434	0,7622	-0,3675	0,2347	-0,0090	0,6294
	VIII	0,5885	-0,7415	0,1027	0,3208	-0,0118	0,2705	0,7689	-0,6007	0,2250	-0,0097	0,3932
	IX	0,6406	-0,8416	0,2237	0,2574	-0,0098	0,2801	0,7870	-1,0303	0,1946	-0,0109	-0,0487
	X	0,6321	-0,7209	0,3126	0,2403	-0,0076	0,4641	0,7430	-1,1175	0,2042	-0,0111	-0,1703
	XI	0,6544	-0,5990	0,4011	0,1802	-0,0056	0,6367	0,7319	-1,5873	0,1879	-0,0128	-0,6676
	XII	0,5875	-0,2906	0,4470	0,2090	-0,0038	0,9529	0,6468	-1,4153	0,2333	-0,0125	-0,5352
1997	I	0,9476	-1,6212	0,5347	-0,0260	-0,0044	-0,1648	0,9187	-2,6226	0,0166	-0,0135	-1,6873
	II	0,9697	-1,6900	0,5803	-0,0546	-0,0037	-0,1947	0,9476	-2,9464	0,0015	-0,0146	-1,9973
	III	0,9588	-1,8782	0,5902	-0,0134	-0,0037	-0,3427	0,9535	-2,6641	0,0168	-0,0131	-1,6938
	IV	0,9307	-1,8276	0,5792	0,0125	-0,0035	-0,3052	0,9294	-2,5231	0,0377	-0,0125	-1,5560
	V	0,8572	-1,9891	0,5298	0,1385	-0,0043	-0,4637	0,8879	-1,5728	0,1003	-0,0085	-0,5847
	VI	0,8636	-2,2659	0,4944	0,1786	-0,0052	-0,7293	0,9115	-1,2567	0,1052	-0,0066	-0,2399
	VII	0,8473	-2,1657	0,4473	0,1863	-0,0053	-0,6848	0,8904	-1,2347	0,1158	-0,0063	-0,2285
	VIII	0,8867	-2,2416	0,4101	0,1499	-0,0056	-0,7949	0,9229	-1,5255	0,0890	-0,0069	-0,5136
	IX	0,8663	-2,0672	0,3349	0,1584	-0,0057	-0,7075	0,8771	-1,4070	0,1033	-0,0061	-0,4266
	X	0,8532	-1,8225	0,2748	0,1398	-0,0056	-0,5548	0,8456	-1,5879	0,1072	-0,0067	-0,6352
	XI	0,8665	-1,5819	0,2317	0,0838	-0,0053	-0,3999	0,8393	-2,0916	0,0897	-0,0086	-1,1626
	XII	0,8581	-1,4295	0,1656	0,0780	-0,0053	-0,3278	0,8081	-2,1054	0,0947	-0,0083	-1,2026
1998	I	0,7026	-0,7480	0,0956	0,1640	-0,0047	0,2142	0,6705	-1,7115	0,1885	-0,0080	-0,8525
	II	0,5781	-0,2545	0,0322	0,2428	-0,0044	0,5987	0,5611	-1,3045	0,2660	-0,0072	-0,4773
	III	0,5366	-0,2938	-0,0080	0,3011	-0,0049	0,5359	0,5498	-0,9765	0,2969	-0,0059	-0,1298
	IV	0,5187	-0,3377	-0,0448	0,3320	-0,0053	0,4682	0,5447	-0,7968	0,3120	-0,0049	0,0600
	V	0,4199	-0,4213	-0,1040	0,4759	-0,0062	0,3706	0,4907	0,2192	0,3892	-0,0009	1,0991
	VI	0,4016	-0,4987	-0,1344	0,5125	-0,0066	0,2810	0,4868	0,4494	0,4059	0,0002	1,3422
	VII	0,4441	-0,6407	-0,1345	0,4759	-0,0067	0,1449	0,5355	0,0998	0,3773	-0,0007	1,0126
	VIII	0,4281	-0,5199	-0,1642	0,4794	-0,0064	0,2234	0,5053	0,1212	0,3884	-0,0004	1,0149
	IX	0,4457	-0,5007	-0,1772	0,4534	-0,0062	0,2212	0,5099	-0,0900	0,3765	-0,0009	0,7965
	X	0,4314	-0,2318	-0,1961	0,4282	-0,0054	0,4316	0,4701	-0,3134	0,3817	-0,0017	0,5384
	XI	0,4455	0,0445	-0,2044	0,3642	-0,0043	0,6498	0,4472	-0,8198	0,3654	-0,0036	-0,0072
	XII	0,3555	0,3819	-0,2341	0,4238	-0,0037	0,9271	0,3601	-0,4739	0,4242	-0,0027	0,3104
1999	I	0,5647	-0,3407	-0,1810	0,2670	-0,0042	0,3100	0,5528	-1,5685	0,2898	-0,0052	-0,7259
	II	0,5466	-0,2736	-0,1806	0,2732	-0,0039	0,3656	0,5440	-1,6346	0,3007	-0,0055	-0,7898
	III	0,6268	-0,8088	-0,1444	0,2472	-0,0045	-0,0791	0,6565	-1,9029	0,2543	-0,0058	-0,9921
	IV	0,5278	-0,5365	-0,1626	0,3256	-0,0040	0,1543	0,5766	-1,4580	0,3204	-0,0045	-0,5611
	V	0,5316	-1,0260	-0,1769	0,4050	-0,0050	-0,2663	0,6036	-0,7657	0,3362	-0,0009	0,1741
	VI	0,5057	-1,0472	-0,1741	0,4367	-0,0048	-0,2790	0,5930	-0,6138	0,3565	-0,0002	0,3358
	VII	0,5359	-1,0896	-0,1522	0,3980	-0,0043	-0,3079	0,6187	-0,9676	0,3355	-0,0013	-0,0134
	VIII	0,5352	-1,0881	-0,1516	0,3981	-0,0039	-0,3063	0,6068	-0,9594	0,3391	-0,0009	-0,0136
	IX	0,5680	-1,1689	-0,1400	0,3673	-0,0035	-0,3736	0,6247	-1,1766	0,3197	-0,0013	-0,2322
	X	0,5000	-0,7643	-0,1580	0,3901	-0,0023	-0,0321	0,5305	-1,0266	0,3629	-0,0009	-0,1332
	XI	0,5240	-0,5896	-0,1353	0,3242	-0,0012	0,1233	0,5306	-1,5933	0,3408	-0,0031	-0,7219
	XII	0,4262	-0,2316	-0,1576	0,3921	-0,0003	0,4292	0,4259	-1,1342	0,4069	-0,0017	-0,3014

(Fortsetzung der Tabelle A 5):

2000	I	0,4424	-0,2362	-0,1505	0,3717	0,0003	0,4273	0,4223	-1,2606	0,3986	-0,0017	-0,4397
	II	0,4089	-0,1432	-0,1494	0,3959	0,0008	0,5122	0,3909	-1,1433	0,4224	-0,0013	-0,3300
	III	0,4240	-0,4216	-0,1256	0,4142	0,0006	0,2909	0,4317	-1,0780	0,4189	-0,0006	-0,2274
	IV	0,2636	0,0092	-0,1392	0,5405	0,0013	0,6740	0,3123	-0,3857	0,5239	0,0010	0,4505
	V	0,4204	-0,9364	-0,1106	0,4965	0,0001	-0,1300	0,4685	-0,4984	0,4397	0,0026	0,4098
	VI	0,3820	-0,9289	-0,1044	0,5381	0,0003	-0,1132	0,4507	-0,2980	0,4679	0,0033	0,6206
	VII	0,4507	-1,2049	-0,0751	0,4889	0,0004	-0,3404	0,5180	-0,6816	0,4255	0,0025	0,2618
	VIII	0,4775	-1,2966	-0,0638	0,4665	0,0007	-0,4165	0,5375	-0,8615	0,4101	0,0022	0,0862
	IX	0,4657	-1,2110	-0,0799	0,4712	0,0012	-0,3540	0,5028	-0,7764	0,4211	0,0029	0,1476
	X	0,4137	-1,0257	-0,0867	0,5032	0,0018	-0,1955	0,4577	-0,6454	0,4549	0,0032	0,2673
	XI	0,3563	-0,6561	-0,1035	0,5147	0,0027	0,1113	0,3868	-0,6477	0,4886	0,0029	0,2277
	XII	0,1402	0,1646	-0,1711	0,6614	0,0040	0,7951	0,1725	0,3059	0,6289	0,0053	1,1073
2001	I	0,2753	-0,2005	-0,1715	0,5550	0,0039	0,4583	0,2567	-0,2802	0,5453	0,0045	0,5218
	II	0,2234	-0,0310	-0,1959	0,5922	0,0042	0,5886	0,2123	-0,0967	0,5797	0,0051	0,6953
	III	0,2101	-0,2175	-0,2044	0,6343	0,0037	0,4224	0,2328	0,1129	0,5936	0,0061	0,9393
	IV	0,1307	-0,0652	-0,2405	0,7102	0,0037	0,5353	0,1746	0,5725	0,6486	0,0077	1,3957
	V	0,2376	-0,7076	-0,2355	0,6767	0,0026	-0,0289	0,2966	0,3736	0,5884	0,0082	1,2586
	VI	0,2183	-0,7075	-0,2373	0,6906	0,0025	-0,0358	0,3127	0,2634	0,5984	0,0076	1,1745
	VII	0,2585	-0,7568	-0,2315	0,6384	0,0026	-0,0914	0,3612	-0,2660	0,5670	0,0057	0,6622
	VIII	0,2307	-0,5992	-0,2547	0,6449	0,0028	0,0217	0,3394	-0,3366	0,5823	0,0053	0,5851
	IX	0,2272	-0,5415	-0,2823	0,6404	0,0029	0,0437	0,3310	-0,4107	0,5843	0,0053	0,5047
	X	0,2594	-0,5500	-0,2993	0,5998	0,0030	0,0100	0,3514	-0,7433	0,5614	0,0044	0,1694
	XI	0,2204	-0,2285	-0,3372	0,5988	0,0036	0,2535	0,2954	-0,8126	0,5828	0,0040	0,0656
	XII	0,0243	0,4641	-0,3968	0,7333	0,0043	0,8249	0,1314	-0,0790	0,7067	0,0054	0,7591
2002	I	0,2921	-0,3675	-0,4053	0,5438	0,0035	0,0632	0,3108	-1,0304	0,5427	0,0047	-0,1769
	II	0,2740	-0,3217	-0,3974	0,5446	0,0035	0,0995	0,3342	-1,3038	0,5485	0,0032	-0,4210
	III	0,2895	-0,5640	-0,3850	0,5509	0,0030	-0,1086	0,3991	-1,4725	0,5384	0,0026	-0,5351
	IV	0,3751	-0,9282	-0,3676	0,4918	0,0025	-0,4289	0,5021	-2,0043	0,4825	0,0013	-1,0197
	V	0,3733	-1,1257	-0,3770	0,5207	0,0019	-0,6087	0,5330	-1,8999	0,4877	0,0019	-0,8792
	VI	0,3366	-1,0294	-0,3737	0,5381	0,0020	-0,5285	0,5378	-2,0457	0,5064	0,0009	-1,0014
	VII	0,3411	-0,9679	-0,3851	0,5183	0,0022	-0,4937	0,5427	-2,2855	0,5007	0,0000	-1,2421
	VIII	0,3812	-1,1159	-0,4023	0,4927	0,0021	-0,6443	0,5729	-2,4505	0,4774	0,0001	-1,4002
	IX	0,3716	-1,0298	-0,4439	0,4979	0,0023	-0,6042	0,5398	-2,3502	0,4866	0,0009	-1,3238
	X	0,2351	-0,4950	-0,5227	0,5963	0,0029	-0,1863	0,3851	-1,6126	0,5784	0,0033	-0,6490
	XI	0,2068	-0,2440	-0,5667	0,5976	0,0034	-0,0063	0,3290	-1,5802	0,5963	0,0036	-0,6549
	XII	0,1103	0,1182	-0,6379	0,6728	0,0038	0,2634	0,2133	-0,9808	0,6634	0,0058	-0,1041
2003	I	0,2597	-0,3155	-0,6429	0,5578	0,0034	-0,1409	0,3216	-1,6667	0,5693	0,0047	-0,7757
	II	0,3020	-0,5126	-0,6402	0,5278	0,0031	-0,3230	0,3844	-2,0147	0,5407	0,0037	-1,0896
	III	0,2798	-0,6188	-0,6586	0,5679	0,0026	-0,4297	0,3975	-1,8545	0,5579	0,0044	-0,8991
	IV	0,1874	-0,3094	-0,6635	0,6178	0,0028	-0,1677	0,3647	-1,8810	0,6091	0,0032	-0,9072
	V	0,2381	-0,6467	-0,6646	0,6008	0,0021	-0,4724	0,4451	-2,1146	0,5782	0,0028	-1,0913
	VI	0,3300	-1,0610	-0,6345	0,5337	0,0014	-0,8317	0,5810	-2,8373	0,5143	0,0005	-1,7421
	VII	0,3672	-1,2337	-0,6466	0,5092	0,0009	-1,0040	0,6346	-3,1207	0,4894	-0,0002	-1,9967
	VIII	0,4143	-1,3833	-0,6827	0,4782	0,0005	-1,1735	0,6665	-3,2980	0,4613	-0,0001	-2,1702
	IX	0,3847	-1,1995	-0,7416	0,4928	0,0006	-1,0635	0,6211	-3,1840	0,4810	0,0005	-2,0819
	X	0,3202	-0,9357	-0,8134	0,5403	0,0006	-0,8886	0,5471	-2,8407	0,5245	0,0018	-1,7692
	XI	0,4245	-1,1996	-0,8579	0,4610	0,0001	-1,1720	0,6079	-3,2500	0,4600	0,0016	-2,1821
	XII	0,1719	-0,1656	-0,9583	0,6165	0,0011	-0,3354	0,3779	-2,3891	0,6164	0,0030	-1,3949

Quelle: Eigene Berechnung.

Tabelle A 6: Weltkuhmilchproduktion, Mio. t

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Welt	460,7	460,2	461,3	463,8	467,4	469,9	476,9	483,4	490,6	495,8	505,7	506,9
USA	68,4	68,3	69,7	70,4	69,9	70,8	71,4	73,8	76,0	75,0	77,2	77,3
Indien	24,3	25,4	26,1	26,1	27,3	29,6	31,6	32,8	34,0	34,4	35,3	36,5
Russland	47,0	46,3	42,0	39,1	35,5	33,8	33,0	32,0	32,0	32,6	33,1	32,8
Deutschland	28,0	28,1	27,9	28,6	28,8	28,7	28,4	28,3	28,3	28,2	27,9	28,4
Frankreich	25,7	25,3	25,3	25,4	25,1	24,9	24,8	24,9	25,0	24,9	25,2	24,6
Brasilien	16,3	16,1	16,3	17,0	19,1	19,2	19,3	19,7	20,4	21,1	22,3	23,3
Großbritannien	14,8	14,8	15,0	14,8	14,8	14,8	14,6	15,0	14,5	14,7	14,9	15,1
Neuseeland	8,1	9,0	9,8	9,3	10,0	11,1	11,4	10,9	12,2	13,1	13,9	14,4
China	5,3	5,3	5,6	6,1	6,6	6,3	7,0	7,5	8,6	10,6	13,4	14,3
Ukraine	19,0	18,2	17,9	17,1	15,6	13,5	13,5	13,1	12,4	13,2	13,8	13,4
Polen	13,2	12,6	12,2	11,6	11,7	12,1	12,6	12,3	11,9	11,9	11,9	11,8
Italien	10,9	10,7	10,7	11,3	11,6	11,8	11,8	11,9	12,3	11,3	11,3	11,0
Niederlande	11,9	11,0	10,9	11,3	11,0	10,9	11,0	11,2	11,2	11,3	10,8	10,8
Australien	6,9	7,6	8,3	8,5	9,0	9,3	9,7	10,5	11,2	10,9	11,6	10,6
Mexiko	7,2	7,6	7,5	7,6	7,8	8,1	8,3	8,9	9,3	9,5	9,7	9,8
Pakistan	3,8	3,9	4,1	4,3	7,5	7,6	7,7	7,9	8,0	8,2	8,4	8,6
Japan	8,6	8,6	8,4	8,4	8,7	8,6	8,6	8,5	8,5	8,3	8,4	8,4
Kanada	7,6	7,5	7,8	7,9	7,9	8,1	8,2	8,2	8,1	8,1	8,0	7,9
Türkei	8,7	8,9	9,1	9,3	9,5	8,9	8,8	9,0	8,7	8,5	7,5	7,1
Irland	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,1	5,1	5,2	5,4	5,4	5,3
Rumänien	3,5	3,7	4,3	4,6	4,7	4,6	4,5	4,4	4,3	4,5	4,6	4,9
Belarus	5,9	5,6	5,5	5,1	4,9	5,1	5,2	4,7	4,5	4,8	4,8	4,7
Dänemark	4,4	4,5	4,4	4,7	4,7	4,6	4,7	4,7	4,7	4,6	4,6	4,7
Kasachstan	5,2	5,5	5,3	4,6	3,6	3,3	3,3	3,5	3,7	3,9	4,1	4,2
Schweiz	3,9	4,0	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9
Österreich	3,3	3,3	3,3	3,1	3,0	3,1	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,5
Schweden	3,1	3,4	3,4	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,2	3,2
Finnland	2,5	2,5	2,5	2,5	2,4	2,5	2,4	2,4	2,5	2,5	2,5	2,5
Chile	1,5	1,7	1,8	1,9	1,9	2,1	2,1	2,1	2,0	2,2	2,2	2,2
Ungarn	2,3	2,1	1,9	2,0	2,0	2,0	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1
Portugal	1,5	1,5	1,5	1,7	1,7	1,8	1,8	2,0	2,0	1,9	2,0	2,1
Norwegen	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,8	1,8	1,6	1,6	1,6	1,6
Israel	1,0	1,1	1,1	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,3	1,3
Bulgarien	1,6	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2	1,3	1,4	1,4	1,2	1,3	1,2
Rest der Welt	78,1	78,0	79,4	82,7	84,5	85,9	89,1	91,4	92,2	93,8	94,4	93,6
Weltanteil der Ukraine	4,1	4,0	3,9	3,7	3,3	2,9	2,8	2,7	2,5	2,7	2,7	2,6

Quelle: FAOSTAT, 2004.

Tabelle A 7: Kuhmilchproduktion in den europäischen Ländern, Mio. t

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Europe	235,7	230,1	224,6	222,3	216,8	212,8	212,8	211,0	209,6	210,6	211,5	210,6
Russland	47,0	46,3	42,0	39,1	35,5	33,8	33,0	32,0	32,0	32,6	33,1	32,8
Deutschland	28,0	28,1	27,9	28,6	28,8	28,7	28,4	28,3	28,3	28,2	27,9	28,4
Frankreich	25,7	25,3	25,3	25,4	25,1	24,9	24,8	24,9	25,0	24,9	25,2	24,6
Großbritannien	14,8	14,8	15,0	14,8	14,8	14,8	14,6	15,0	14,5	14,7	14,9	15,1
Ukraine	19,0	18,2	17,9	17,1	15,6	13,5	13,5	13,1	12,4	13,2	13,8	13,4
Polen	13,2	12,6	12,2	11,6	11,7	12,1	12,6	12,3	11,9	11,9	11,9	11,8
Italien	10,9	10,7	10,7	11,3	11,6	11,8	11,8	11,9	12,3	11,3	11,3	11,0
Niederlande	11,9	11,0	10,9	11,3	11,0	10,9	11,0	11,2	11,2	11,3	10,8	10,8
Spanien	6,2	6,2	6,0	6,2	6,1	5,8	6,1	6,3	6,1	6,1	6,0	6,1
Irland	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,3	5,1	5,1	5,2	5,4	5,4	5,3
Rumänien	3,5	3,7	4,3	4,6	4,7	4,6	4,5	4,4	4,3	4,5	4,6	4,9
Belarus	5,9	5,6	5,5	5,1	4,9	5,1	5,2	4,7	4,5	4,8	4,8	4,7
Dänemark	4,4	4,5	4,4	4,7	4,7	4,6	4,7	4,7	4,7	4,6	4,6	4,7
Schweiz	3,9	4,0	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9	3,9
Belgien-Luxemburg	3,8	3,6	3,6	3,6	3,7	3,5	3,7	3,6	4,0	4,0	3,7	3,8
Österreich	3,3	3,3	3,3	3,1	3,0	3,1	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,5
Schweden	3,1	3,4	3,4	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,3	3,2	3,2
Übrige	26,0	23,8	23,0	23,1	23,2	23,0	23,3	22,9	22,8	22,7	23,0	22,8
Anteil der Ukraine, %	8,0	7,9	8,0	7,7	7,2	6,4	6,4	6,2	5,9	6,3	6,5	6,4

Quelle: FAOSTAT, 2004.

Tabelle A 8: Kuhmilchbestand in ausgewählten Ländern, Mio. Milchkühe

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Welt	226,1	224,6	225,8	226,4	224,1	223,6	223,7	224,2	226,9	228,7	232,2	234,1
Argentinien	2,1	2,2	2,3	2,4	2,3	2,4	2,5	2,5	2,5	2,5	2,2	2,0
Österreich	1,7	1,7	1,8	1,8	1,9	2,0	2,1	2,2	2,2	2,2	2,1	2,1
Belarus	2,2	2,2	2,2	2,1	2,0	2,0	1,9	1,9	1,9	1,8	1,8	1,8
Brasilien	20,5	20,0	20,1	20,6	16,3	17,0	17,3	17,4	17,9	18,2	19,0	20,0
Kanada	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,1	1,1	1,1	1,1
China	3,4	3,4	3,6	4,0	4,3	4,6	4,7	4,8	4,9	5,0	5,8	7,0
Kolumbien	4,4	4,5	4,7	4,9	5,4	5,4	5,7	5,7	5,6	5,7	5,8	5,8
Frankreich	5,1	4,8	4,7	4,6	4,5	4,5	4,4	4,4	4,2	4,2	4,2	4,1
Deutschland	5,4	5,3	5,3	5,3	5,2	5,2	5,0	4,8	4,6	4,5	4,5	4,4
Indien	31,6	31,7	32,4	32,8	33,2	33,7	34,2	34,7	36,0	36,6	37,6	38,8
Iran	2,5	2,6	2,8	3,0	3,2	3,3	3,4	3,5	3,8	3,9	4,0	4,0
Irland	1,3	1,3	1,3	1,3	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,1
Italien	2,5	2,3	2,3	2,2	2,1	2,1	2,1	2,1	2,1	2,2	2,2	1,9
Kasachstan	3,5	3,6	3,1	2,8	2,4	2,1	1,9	1,8	1,9	1,9	2,0	2,0
Kenia	4,4	4,3	4,3	4,4	4,6	4,5	4,4	4,6	4,7	4,0	4,0	4,0
Mexiko	6,5	6,5	6,5	6,4	6,4	6,5	6,6	6,7	6,8	6,8	7,0	7,1
Niederlande	1,8	1,7	1,7	1,7	1,7	1,6	1,6	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5
Polen	4,2	4,0	3,8	3,6	3,5	3,5	3,2	3,1	2,8	2,8	2,7	2,8
Russland	20,2	19,9	19,4	18,1	16,6	15,1	13,8	13,2	12,8	12,3	11,7	12,0
Türkei	6,1	6,0	6,1	5,9	6,0	5,6	5,5	5,5	5,3	5,1	4,4	4,2
Ukraine	8,2	8,0	8,0	7,7	7,4	6,8	6,0	5,6	5,3	4,9	4,8	4,5
Großbritannien	2,7	2,7	2,7	2,6	2,6	2,5	2,4	2,4	2,3	2,3	2,2	2,2
USA	9,7	9,6	9,5	9,5	9,4	9,3	9,2	9,2	9,2	9,1	9,1	9,1
Übrige	75,0	75,1	76,2	77,6	80,7	81,4	83,5	84,2	86,3	88,9	91,4	90,8
Anteil der Ukraine, %	3,6	3,6	3,5	3,4	3,3	3,0	2,7	2,5	2,3	2,1	2,1	1,9

Quelle: FAOSTAT, 2004.

Tabelle A 9: Milchleistung in ausgewählten Ländern, kg/Milchkuh

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Australien	4201,6	4451,4	4661,2	464,6	4769,3	4712,2	4724,3	4869,6	5151,1	4996,3	5473,4	5186,2
Österreich	3907,5	3997,4	4076,4	4214,4	434,6	4556,6	4548,5	4716,3	4977,1	5393,7	5487,4	5476,2
China	1570,4	1540,7	1562,6	153,3	1538,1	1377,8	1471,6	1560,9	1748,9	2111,4	2300,7	2045,8
Dänemark	6221,3	6273,4	634,6	6656,5	6697,9	6674,1	697,7	7273,8	7421,1	730,4	7524,6	7843,5
Estland	3529,9	3187,8	3402,9	3351,8	389,6	4217,3	4454,3	4171,1	4660,3	5215,2	5020,8	5074,5
Finnland	579,3	5827,8	6001,6	5980,8	619,9	6300,4	6435,3	6453,3	6729,2	692,2	7280,2	7402,5
Frankreich	5087,3	528,9	5396,7	5516,8	5530,6	5595,5	5655,7	5688,3	5948,2	5910,9	6043,3	6044,9
Deutschland	5217,3	5300,6	5264,1	5424,1	5502,7	5525,2	571,7	5909,4	6121,7	6212,2	6249,9	6508,3
Ungarn	4725,1	4751,2	480,5	5049,7	4976,4	5153,5	5558,2	5485,8	5699,2	6034,3	6173,3	6325,3
Island	3755,1	3326,5	3447,7	3488,8	3513,6	356,8	3618,1	3788,9	3843,4	4045,3	4342,2	4168,6
Irland	4119,2	4173,9	4188,4	4213,4	433,9	432,4	4237,7	4271,9	438,2	4551,2	4611,3	4694,8
Italien	429,8	4598,1	4667,8	5194,5	556,5	5530,5	5694,3	5621,6	5789,9	5191,1	5225,9	5756,1
Japan	6048,3	6091,6	6061,4	6245,9	6489,5	6554,6	6589,1	6614,3	6792,2	6804,1	6878,8	6909,1
Niederlande	6686,3	6270,4	6403,7	6612,9	6615,6	6865,1	682,5	7036,5	7416,9	7303,4	7296,1	7296,1
Neuseeland	2956,3	3206,2	3277,2	2944,8	3108,7	3274,5	3282,4	3240,6	3666,1	3689,4	3700,5	3736,5
Polen	3105,2	316,7	3214,7	3230,1	3346,4	3471,2	3933,4	3992,4	4269,1	4309,4	4332,1	4292,3
Rumänien	1943,4	2440,2	27,9	2929,7	3018,1	3018,5	2685,7	2647,4	2542,1	2634,4	2753,5	2863,3
Russland	2328,4	2329,1	2162,5	2161,9	2145,4	2239,9	2381,6	243,2	250,2	2651,1	2822,1	2733,3
Slowenien	2639,6	2609,3	2699,8	282,7	2795,1	3056,6	2965,2	3041,5	4490,5	4667,1	5046,8	5355,3
Spanien	4169,9	4374,4	4437,3	4771,9	4674,8	4630,9	466,5	4666,7	5305,4	5199,9	5218,5	5209,1
Ukraine	2305,1	2273,7	224,1	2204,7	2104,5	198,8	2273,6	2358,2	2358,9	2709,2	2873,1	2977,8
Großbritannien	5507,4	5558,1	5519,4	5702,8	5724,1	5989,1	5999,2	6153,3	6202,1	6533,5	6676,7	6843,6
USA	7062,7	7131,5	7338,6	7441,3	7453,6	7652,5	779,8	8060,7	8254,4	822,6	8450,7	8504,2
Welt	2037,8	2049,1	204,3	2048,7	2085,5	2101,6	2131,8	2156,4	2162,6	2168,1	2178,5	2164,8

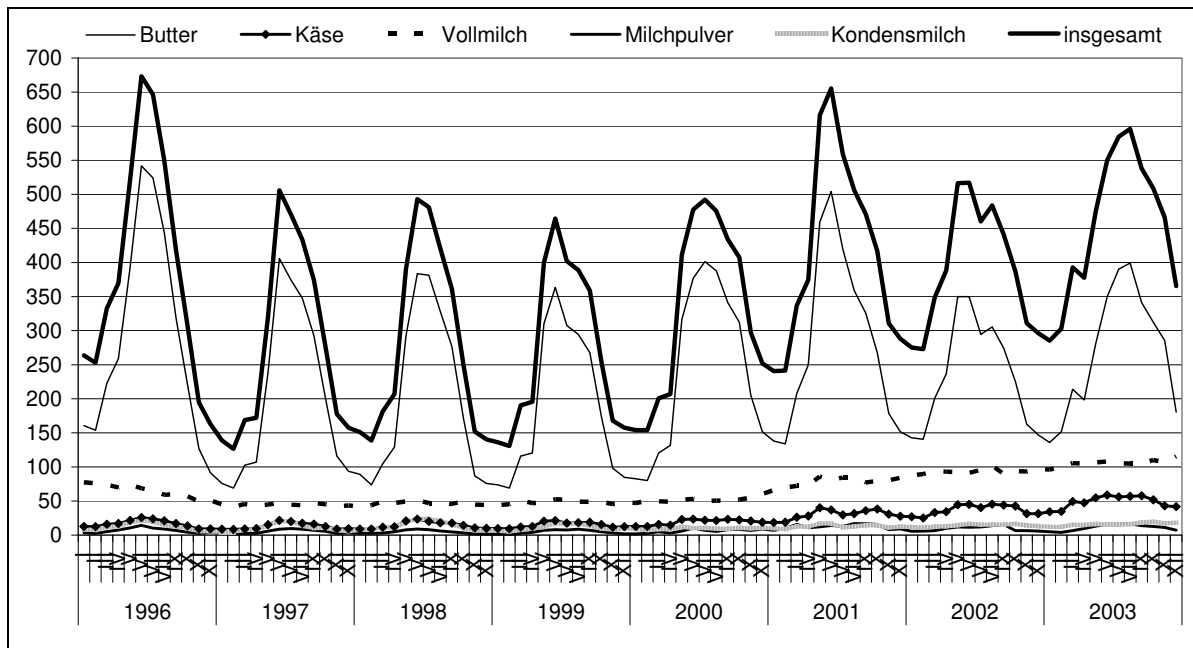
Quelle: FAOSTAT, 2004.

Tabelle A 10: Pro-Kopf-Produktion von Milch in ausgewählten Ländern, kg je Einwohner

	1990	1995	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Ukraine	472,3	335,3	274,3	269,0	257,4	276,3	293,4	285,7
Welt	103,3	95,3	95,5	95,5	95,4	95,3	96,4	97,8
Österreich	435,5	393,7	405,4	417,2	416,4	416,6	430,6	400,9
Weißrussland	726,8	490,9	510,0	463,7	424,1	423,8	485,6	473,2
Bulgarien	281,9	172,2	201,4	212,3	214,7	205,5	201,4	190,5
Großbritannien	264,0	252,4	246,6	252,4	243,0	246,3	249,1	253,2
Griechenland	176,3	188,6	176,5	177,6	184,1	177,9	180,6	181,0
Danemark	922,6	894,4	882,8	877,5	877,2	873,8	859,1	871,6
Spanien	169,0	170,2	171,7	173,5	167,2	173,3	176,7	168,5
Italien	210,8	214,0	226,0	224,0	224,1	226,9	216,0	212,1
Kanada	287,9	269,8	271,3	267,7	263,0	263,4	260,0	255,5
China	5,1	7,7	8,3	8,8	9,7	10,3	14,8	16,7
Niederland	750,1	730,6	699,6	707,5	701,9	659,1	678,1	685,8
Deutschland	394,6	350,6	346,2	345,7	345,7	345,4	342,0	344,1
Polen	415,6	301,7	326,0	318,1	308,3	311,9	316,6	308,2
Russland	376,0	265,3	226,5	220,7	219,2	223,2	232,8	233,0
Rumänien	164,3	222,2	212,5	241,2	238,4	240,2	212,7	229,4
USA	263,0	262,1	257,3	263,2	268,6	262,4	266,9	262,7
Ungaryen	279,6	197,4	212,6	213,8	219,6	220,2	232,2	209,9
Finnland	565,0	483,1	474,8	479,8	472,7	482,8	472,1	474,7
Frankreich	472,5	448,8	434,7	434,2	432,6	430,6	435,4	422,7
Schweiz	568,4	552,0	544,6	538,7	542,2	547,6	552,4	544,9
Schweden	409,3	374,3	370,0	372,8	373,2	373,6	365,6	361,2

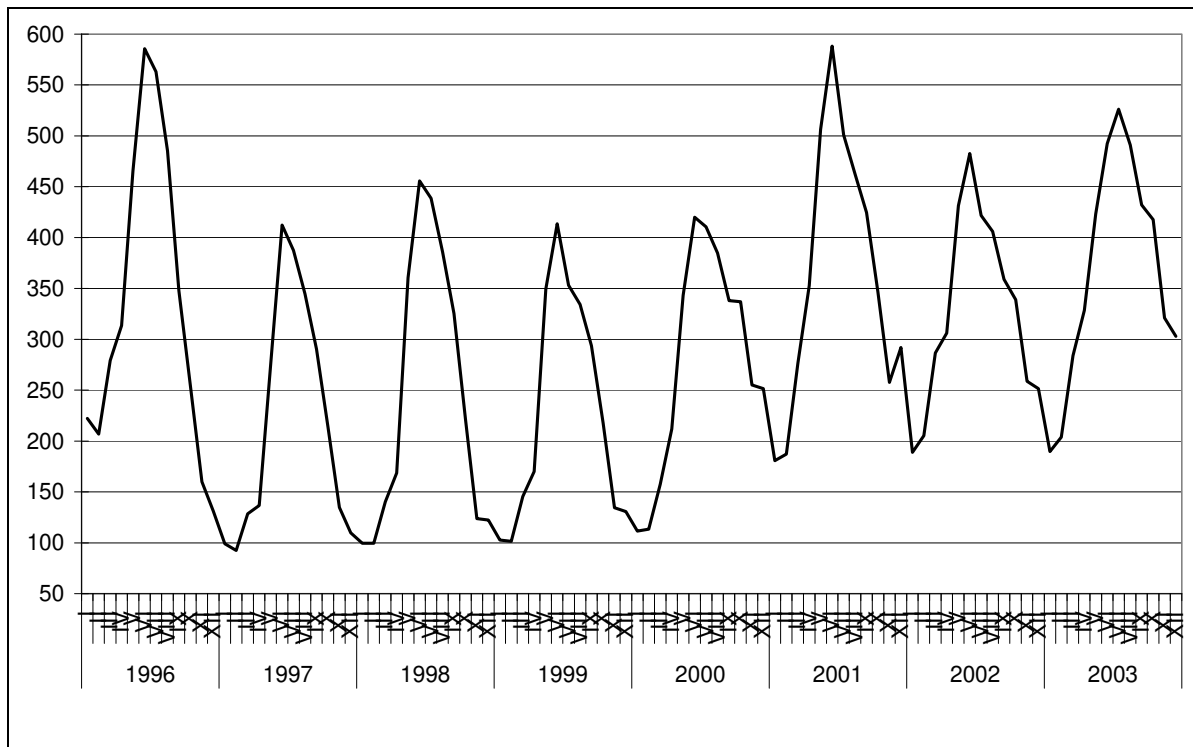
Quelle: FAOSTAT, 2004.

**Abbildung A 1: Milchverarbeitungsindustrie-Output, Tsd. t
(umgerechnet in Milchäquivalent)**



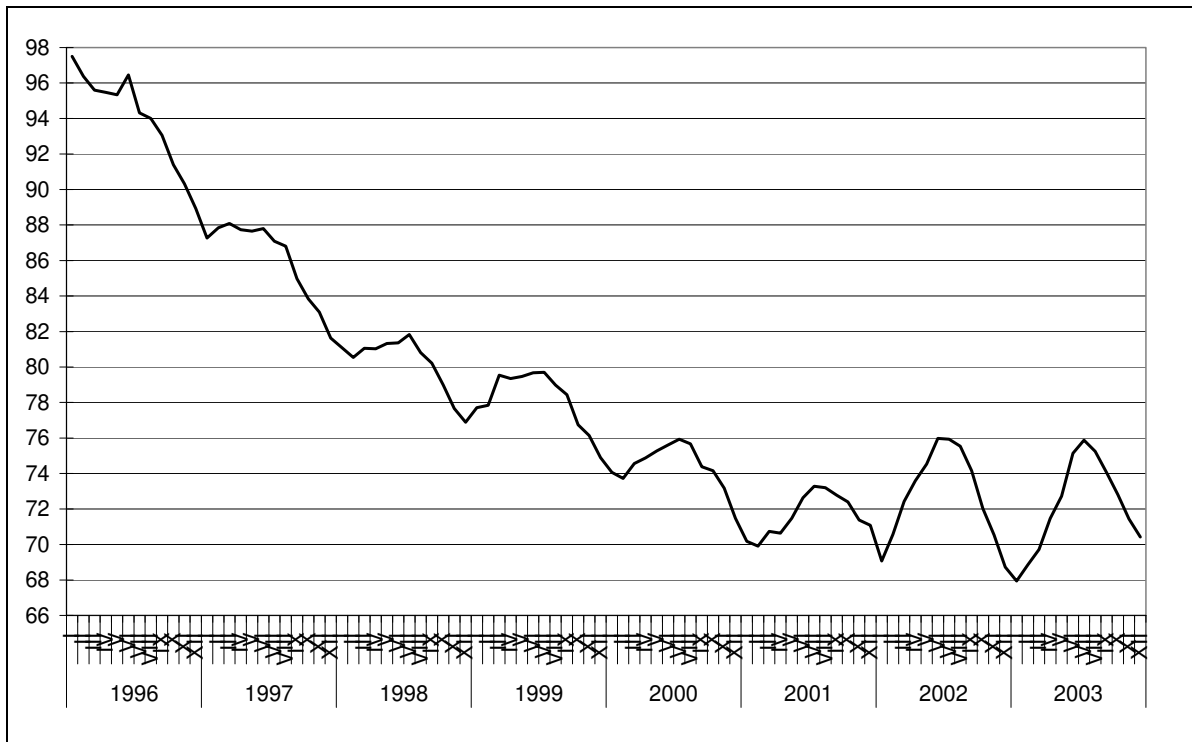
Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: SSB *Industrieerzeugnisse der Ukraine* (2000, S. 25-26; 2002, S. 21-24; 2003, S. 21-24).

Abbildung A 2: Rohmilchanlieferung, Tsd. t



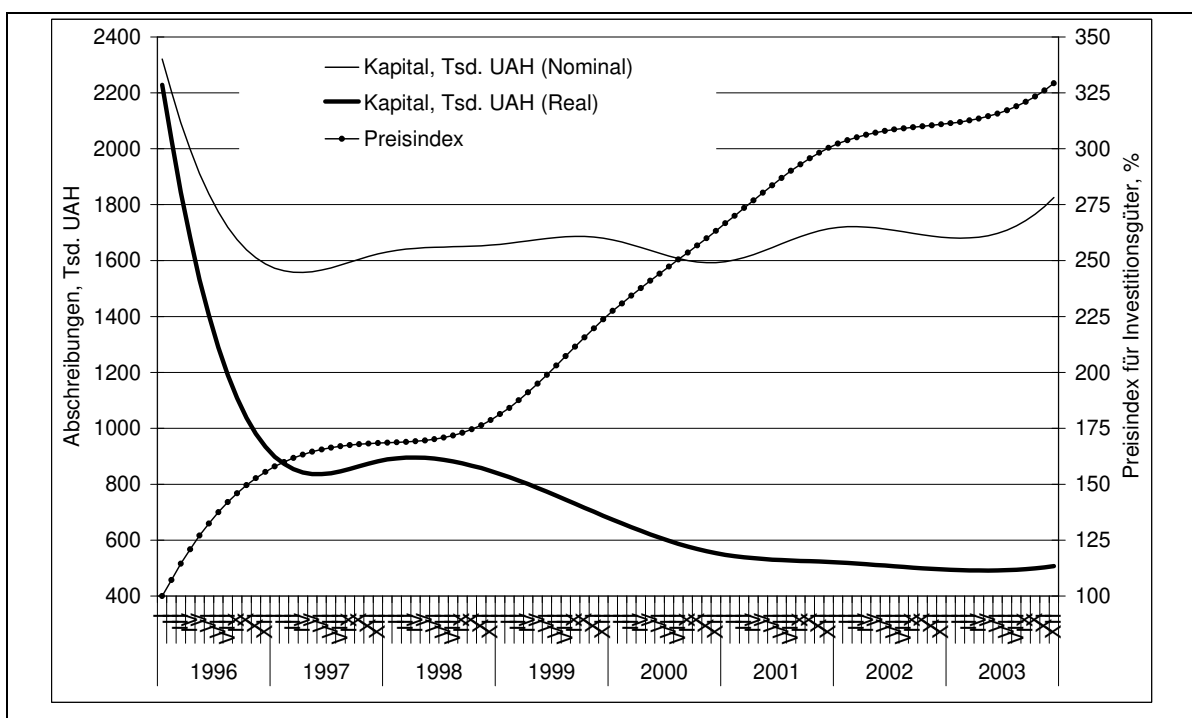
Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin *"Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe"* und Statistisches Bulletin *"Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben"*.

Abbildung A 3: Anzahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie, Tsd.

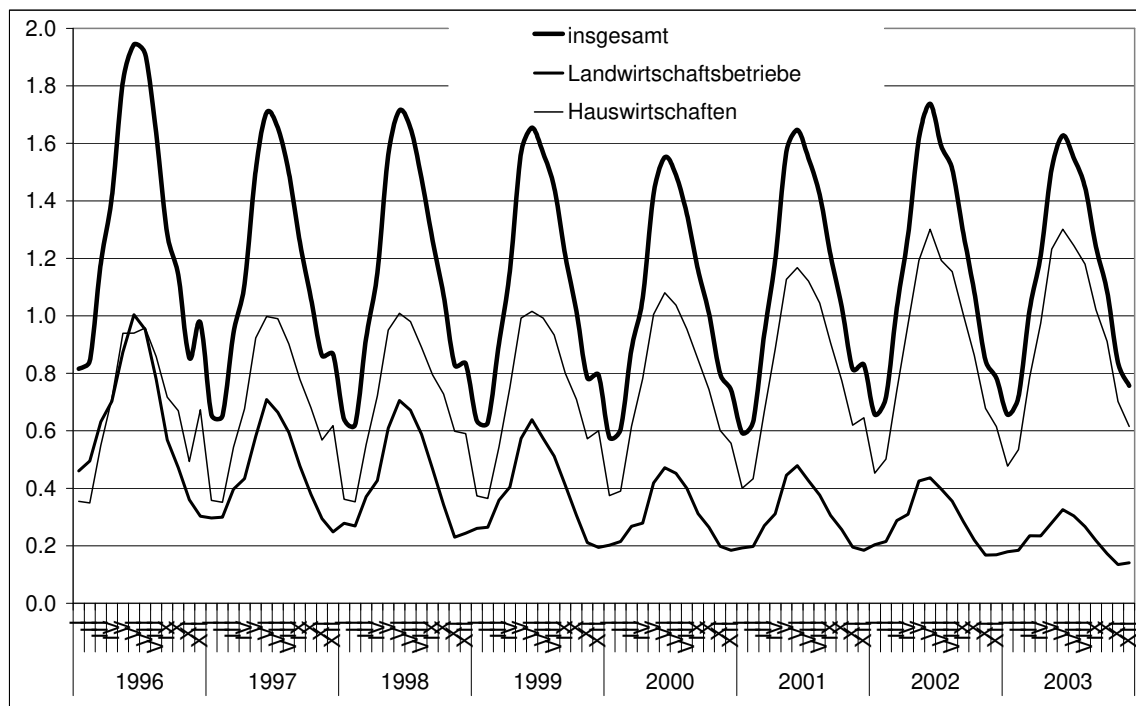


Anm.: Zur Quellenangabe vgl. Abschnitt 4.1.3.

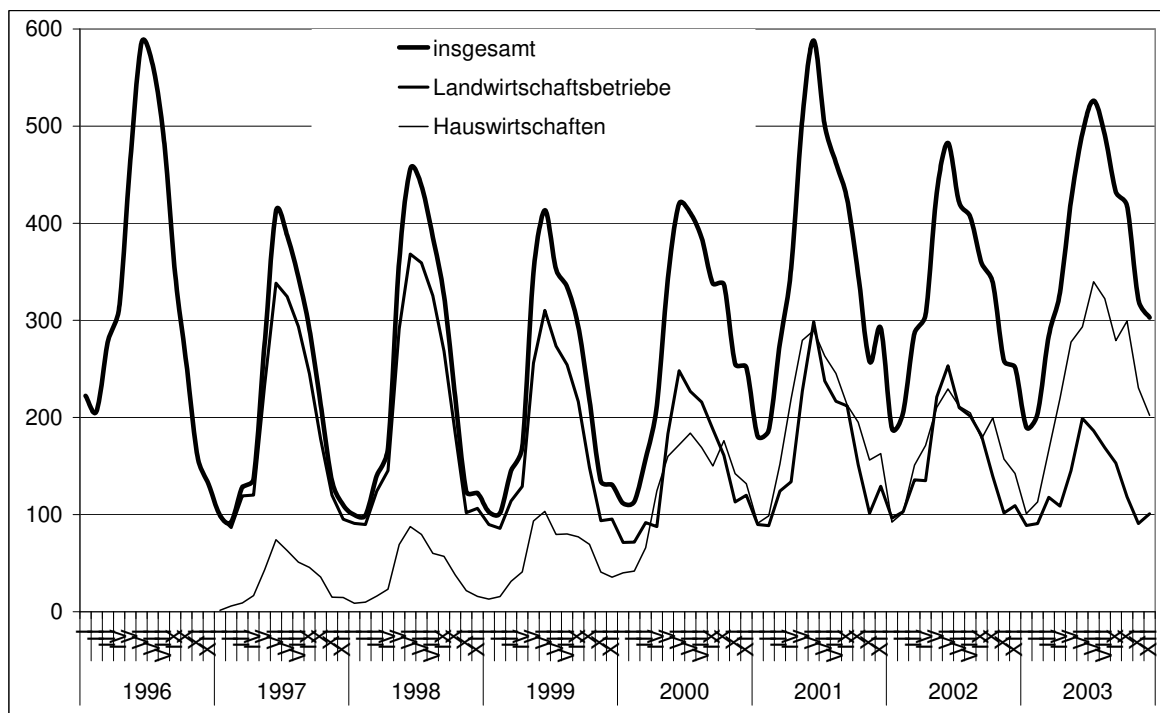
Abbildung A 4: Kapitaleinsatz in der Milchverarbeitungsindustrie (Abschreibungen)



Anm.: Zur Berechnung des Realkapitals wurde das Nominalkapital mit dem Jahrespreisindex für Investitionsgüter deflationiert (vgl. Abschnitt 4.1.4). Zur Quellenangabe vgl. Abschnitt 4.1.4.

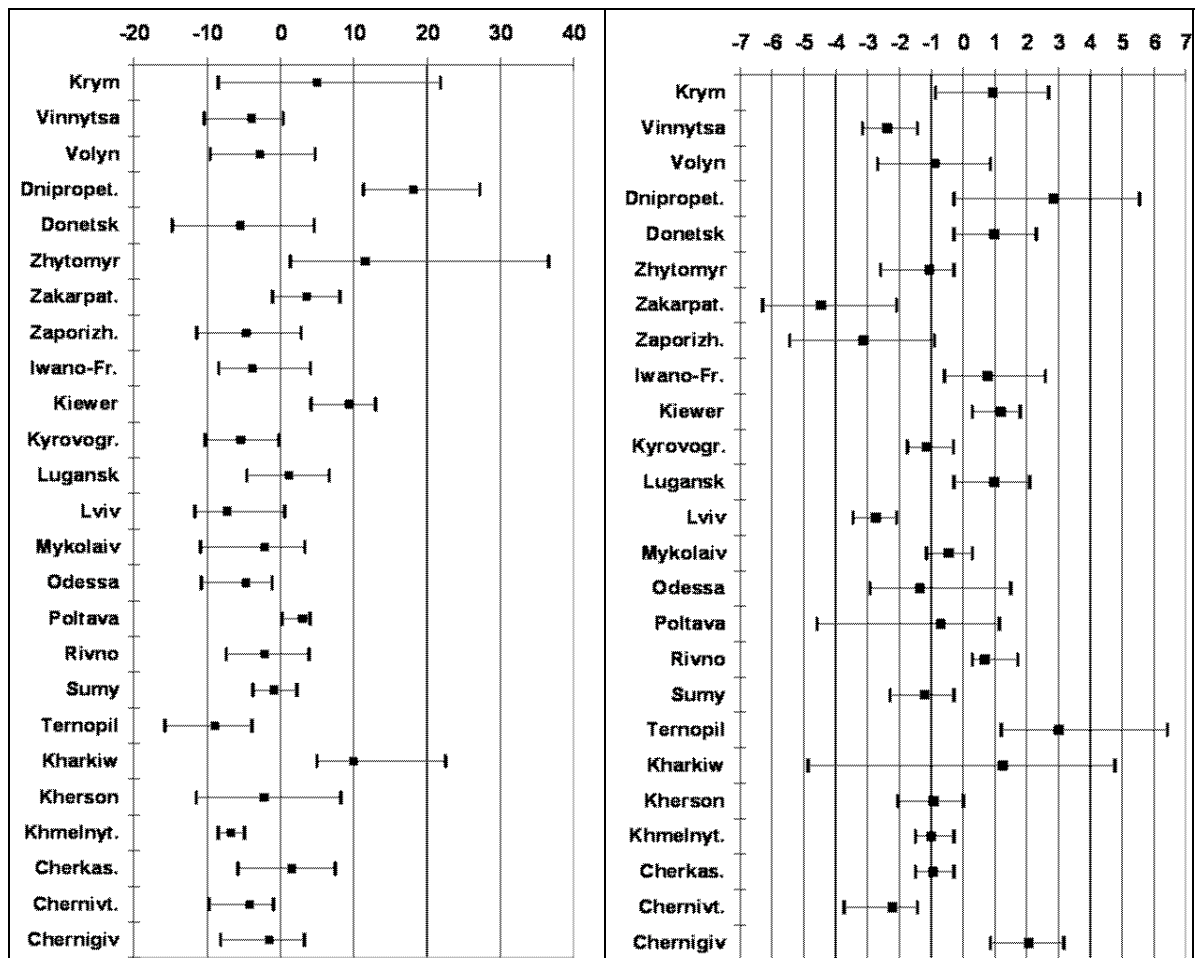
Abbildung A 5: Saisonalität der Milcherzeugung, Mio. t

Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "*Lage der Tierproduktion*".

Abbildung A 6: Saisonalität der Milchanlieferung, Tsd. t

Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "*Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe*" und Statistisches Bulletin "*Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben*".

Abbildung A 7: Variation der regionalen Auszahlungspreise und der Milchqualität, %



Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe" und Statistisches Bulletin "Absatz der Erzeugnisse in den landwirtschaftlichen Betrieben" für die Jahrgänge 1997-2002.

Anm.: Abweichung der regionalen Auszahlungspreise für Rohmilch von dem nationalen Durchschnittspreis (%) für die Untersuchungsperiode von 1997 bis 2002. Dargestellt ist jeweils der regionale Durchschnittspreis und die regionale Spannweite des Auszahlungspreises.

Quelle: Eigene Darstellung anhand von Angaben des STAATSTATISTIKKOMITEES DER UKRAINE: Statistisches Bulletin "Lieferung von tierischen Erzeugnissen an die Verarbeitungsbetriebe" für Jahrgänge 1997-2002.

Anm.: Abweichung des regionalen Fettgehalts der Rohmilch von dem nationalen Durchschnittsfettgehalt (%) für die Untersuchungsperiode von 1997 bis 2002. Dargestellt ist jeweils der regionale Durchschnittsfettgehalt und die regionale Spannweite des Fettgehalts.

- Vol. 1 **The importance of institutions for the transition in Central and Eastern Europe with emphasis on agricultural and food industry**
ed. by Klaus Frohberg and Witold-Roger Pogonietz
1998, 137 pages, ISBN 3-8175-0258-3
- Vol. 2 **The significance of politics and institutions for the design and formation of agricultural Policies**
ed. by Klaus Frohberg and Peter Weingarten
1999, 254 pages, ISBN 3-8175-0289-3
- Vol. 3 **Food processing and distribution in transition countries. Problems and perspectives**
ed. by Monika Hartmann and Jürgen Wandel
1999, 349 pages, ISBN 3-8175-0293-1
- Vol. 4 **Die private Nachfrage nach Nahrungsmitteln im Transformationsprozeß Tschechiens und Polens**
Stephan Brosig (PhD)
2000, 171 Seiten, ISBN 3-8175-0319-9
- Vol. 5 **Integrating Estonia into the EU: Quantitative analysis of the agricultural and food sector**
Achim Fock (PhD)
2000, 286 pages, ISBN 3-8175-0320-2
- Vol. 6 **Competitiveness of agricultural enterprises and farm activities in transition countries**
ed. by Peter Tillack and Frauke Pirscher
2000, 216 pages, ISBN 3-8175-0322-9
- Vol. 7 **Конкурентоспособность сельскохозяйственных предприятий и фермерской деятельности в странах переходного периода**
под редакцией Петера Тиллака и Фрауке Пиршер
2000, 253 страницы, ISBN 3-8175-0324-5
- Vol. 8 **Perspectives on agriculture in transition: Analytical issues, modelling approaches, and case study results**
ed. by Witold-Roger Pogonietz, Alberto Zezza, Klaus Frohberg and Kostas G. Stamoulis
2000, 433 pages, ISBN 3-8175-0323-7

- Vol. 9 **Land ownership, land markets and their influence on the efficiency of agricultural production in Central and Eastern Europe**
ed. by Peter Tillack and Eberhard Schulze
2000, 485 pages, ISBN 3-8175-0325-3
- Vol. 10 **Landwirtschaft und Industrie in Russland – Der Transformationsprozeß in der Ernährungsindustrie**
Jürgen Wandel (PhD)
2000, 361 Seiten, ISBN 3-8175-0334-2
- Vol. 11 **Food consumption in Russia. An econometric analysis based on household data**
Karin Elsner (PhD)
2001, 256 pages, ISBN 3-8175-0335-0
- Vol. 12 **Alexander Wasiljewitsch Tschajanow – Die Tragödie eines großen Agrarökonomen**
hrsg. u. übers. von Eberhard Schulze
2001, 192 Seiten, ISBN 3-8175-0342-3
- Vol. 13 **Analysis of food consumption in Central and Eastern Europe: Relevance and empirical methods**
ed. by Stephan Brosig and Monika Hartmann
2001, 253 pages, ISBN 3-8175-0349-0
- Vol. 14 **Wettbewerbsprozesse und Firmenwachstum in der Transformation am Beispiel der polnischen Fleischindustrie**
Agata Pieniadz (PhD)
2002, 291 Seiten, ISBN 3-8175-0360-1
- Vol. 15 **Agricultural enterprises in transition: Parallels and divergences in Eastern Germany, Poland and Hungary**
ed. by Ludger Hinnens-Tobrägel and Jürgen Heinrich
2002, 455 pages, ISBN 3-8175-0366-0
- Vol. 16 **Agricultural technology and economic development of Central and Eastern Europe. Results of the workshop in Halle, 2nd-3rd July 2001**
ed. by Peter Tillack and Ulrich Fiege
2002, 160 pages, ISBN 3-86037-199-1
- Vol. 17 **Региональные аспекты аграрных преобразований: Политика, реструктуризация, рыночная адаптация**
под редакцией Петера Тиллака и Виталия Зиновчука
2003, 236 страницы, ISBN 3-928466-55-0

- Vol. 18 **Alexander Vasilievich Chayanov – The tragedy of an outstanding agricultural economist**
ed. by Eberhard Schulze
2003, 188 pages, ISBN 3-86037-201-7
- Vol. 19 **Development of agricultural market and trade policies in the CEE Candidate Countries**
by the Network of Independent Agricultural Experts in the CEE Candidate Countries
2003, 72 pages, ISBN 3-86037-212-2
- Vol. 20 **Large farm management**
ed. by Alfons Balmann and Alexej Lissitsa
2003, 396 pages, ISBN 3-86037-213-0
- Vol. 21 **Success and failures of transition – The Russian agriculture between fall and resurrection**
ed. by Eberhard Schulze, Elke Knappe, Eugenia Serova, Peter Wehrheim
2003, 521 pages, ISBN 3-9809270-1-6
- Vol. 22 **Subsistence agriculture in Central and Eastern Europe: How to break the vicious circle?**
ed. by Steffen Abele and Klaus Froberg
2003, 233 pages, ISBN 3-9809270-2-4
- Vol. 23 **Pfadabhängigkeiten und Effizienz der Betriebsstrukturen in der ukrainischen Landwirtschaft – Eine theoretische und empirische Analyse**
Andriy Nedoborovskyy (PhD)
2004, 197 Seiten, ISBN 3-86037-216-5
- Vol. 24 **Nichtmonetäre Transaktionen in der ukrainischen Landwirtschaft: Determinanten, Spezifika und Folgen**
Olena Dolud (PhD)
2004, 190 Seiten, ISBN 3-9809270-3-2
- Vol. 25 **The role of agriculture in Central and Eastern European rural development: Engine of change or social buffer?**
ed. by Martin Petrick and Peter Weingarten
2004, 426 pages, ISBN 3-9809270-4-0
- Vol. 26 **Credit rationing of Polish farm households – A theoretical and empirical analysis**
Martin Petrick (PhD)
2004, 254 pages, ISBN 3-9809270-6-7

- Vol. 27 **Drei Jahrhunderte Agrarwissenschaft in Russland: Von 1700 bis zur Gegenwart**
Alexander Alexandrowitsch Nikonow und Eberhard Schulze
2004, 232 Seiten, ISBN 3-9809270-8-3
- Vol. 28 **Russlands Weg vom Plan zum Markt: Sektorale Trends und regionale Spezifika**
Peter Voigt (PhD)
2004, 270 Seiten, ISBN 3-9809270-9-1
- Vol. 29 **Auswirkungen des Transformationsprozesses auf die sozio-ökonomischen Funktionen ukrainischer Landwirtschaftsunternehmen**
Helga Biesold (PhD)
2004 182 Seiten, ISBN 3-938584-00-9
- Vol. 30 **Agricultural policies and farm structures – Agent-based modelling and application to EU-policy reform**
Kathrin Happe (PhD)
2004, 291 pages, ISBN 3-938584-01-7
- Vol. 31 **How effective is the invisible hand? Agricultural and food markets in Central and Eastern Europe**
ed. by Stephan Brosig and Heinrich Hockmann
2005, 361 pages, ISBN 3-938584-03-3
- Vol. 32 **Erfolgsfaktoren von landwirtschaftlichen Unternehmen mit Marktfruchtanbau in Sachsen-Anhalt**
Kirsti Dautzenberg (PhD)
2005, 161 Seiten, ISBN 3-938584-06-8
- Vol. 33 **Agriculture in the face of changing markets, institutions and policies: Challenges and strategies**
ed. by Jarmila Curtiss, Alfons Balmann, Kirsti Dautzenberg, Kathrin Happe
2006, 544 pages, ISBN 3-938584-10-6
- Vol. 34 **Making rural households' livelihoods more resilient – The importance of social capital and the underlying social networks**
ed. by Gertrud Buchenrieder and Thomas Dufhues
2006, 106 pages, ISBN 3-938584-13-0
- Vol. 35 **Außerlandwirtschaftliche Diversifikation im Transformationsprozess. Diversifikationsentscheidungen und -strategien ländlicher Haushalte in Slowenien und Mazedonien**
Judith Möllers (PhD)
2006, 323 Seiten, ISBN 3-938584-14-9

- Vol. 36 **Accessing rural finance – The rural financial market in Northern Vietnam**
Thomas Dufhues (PhD)
2007, 166 Seiten, ISBN 3-938584-16-5
- Vol. 37 **Страхование посевов в Казахстане: Анализ возможностей эффективного управления рисками**
Раушан Бокушева, Олаф Хайдельбах, Талгат Кусайынов
2007, 82 Seiten, ISBN 3-938584-17-3
- Vol. 38 **Rethinking agricultural reform in Ukraine**
Zvi Lerman, David Sedik, Nikolai Pugachov, Aleksandr Goncharuk
2007, 167 Seiten, ISBN 3-938584-18-1
- Vol. 39 **Sustainable rural development: What is the role of the agri-food sector?**
ed. by Martin Petrick, Gertrud Buchenrieder
2007, 293 pages, ISBN 3-938584-22-X
- Vol. 40 **Efficiency of selected risk management instruments – An empirical analysis of risk reduction in Kazakhstani crop production**
Olaf Heidelberg (PhD)
2007, 223 Seiten, ISBN 3-938584-19-X
- Vol. 41 **Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch**
Oleksandr Perekhonukh (PhD)
2007, 274 Seiten, ISBN 978-3-938584-24-8